



UNIVERSITETET I AGDER

Lead-lag relationship

Et grundigere studium av "lead-lag" forholdet

Kristian Bakkevig Valheim

Veileder

Valeri Zakamouline

Masteroppgaven er gjennomført som ledd i utdanningen ved Universitetet i Agder og er godkjent som del av denne utdanningen. Denne godkjenningen innebærer ikke at universitetet inntår for de metoder som er anvendt og de konklusjoner som er trukket.

Universitetet i Agder, 2012

Fakultet for Økonomi og samfunnsvitenskap

Institutt for økonomi/Handelshøyskolen i Kristiansand

Forord

Denne oppgaven er skrevet som et ledd i mitt 5-årig siviløkonom studiet og markerer avslutningen av min Mastergrad med spesialisering innenfor finansiell økonomi ved Universitetet i Agder.

Det har vært en langvarig og svært lærerik prosess som har gitt meg muligheten til å jobbe med og undersøke et spennende tema. Det har til tider vært krevende å studere teorier og velge verktøy for å gjennomføre nødvendige analyser. Spesielt interessant har det vært å se nærmere på hvordan aksjemarkedet og aksjetyper har forandret seg opp gjennom årene og hva som er bakgrunn til forskjellige forsinkelser i det amerikanske og det norske aksjemarkedet.

Jeg vil takke mine medstudenter for fem fantastiske studieår og familie som har vært til stor hjelp gjennom støtte og tilbakemeldinger i arbeidet med å skrive oppgaven. Jeg vil også rette en stor takk til min veileder Valeri Zakamouline som har gitt meg meget god veiledning og konstruktive tilbakemeldinger.

Kristiansand, 29. mai 2012

Kristian Bakkevig Valheim

Sammendrag

Denne oppgaven har som formål å analysere “lead-lag” forholdet gjennom testing av bestemte hypoteser og sammenligning av resultatene og erfaringer fra tidligere forskning. Jeg har tatt utgangspunkt i små og verdi selskaper som den avhengige variabelen og benyttet regresjonsanalyser til å måle disse mot markedsindeksen for å vurdere om det eksisterer et “lead-lag” forhold mellom dem. Analysen viser at det eksisterer et “lead-lag” forhold mellom små selskaper og markedsindeksen både på det amerikanske og det norske markedet. Når det gjelder verdi selskaper viser mine resultater at det tidligere var et “lead-lag” forhold i USA, men gjennom videre evaluering ved hjelp av “Robustness” test er det imidlertid avdekket at dette forholdet har “forsvunnet” i nyere tid. På det norske markedet er det derimot fortsatt et “lead-lag” forhold. En av de største forskjellene mellom det norske og det amerikanske markedet er at forsinkelser i USA inntreffer som en reaksjon på positive nyheter, mens det i Norge er negative nyheter som er den utløsende faktoren for forsinkelser.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Oversikt over litteratur.....	4
3	Teori.....	7
3.1	Kapitalverdimodellen (CAPM).....	8
3.2	Størrelseeffekt.....	11
3.3	Verdieffekt.....	14
4	Metode.....	16
4.1	Regresjonsanalyse.....	16
4.2	Minste kvadraters metode (OLS).....	20
4.3	Modell utvelgelseskriterier.....	22
4.3.1	Forklaringskraften, R^2	22
4.3.2	AIC.....	23
4.4	Hypotese test.....	23
4.5	Robustness test.....	26
5	Empiriske resultater.....	27
5.1	Det amerikanske aksjemarkedet.....	27
5.1.1	Små aksjeporteføljer.....	28
5.1.2	Verdi aksjeporteføljer.....	34
5.1.3	Hendelser i aksjemarkedet.....	39
5.2	Det norske aksjemarkedet.....	40
5.2.1	Små aksjeporteføljer.....	40
5.2.2	Verdi aksjeporteføljer.....	42
5.2.3	Hendelser i aksjemarkedet.....	43
5.3	SMB og HML.....	44
6	Konklusjon.....	46
7	Litteraturliste.....	49

Appendices

Appendix A: Resultater fra modell A for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder.....	52
Appendix B: Resultater fra modell C for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder.....	53
Appendix C: Resultater fra modell D for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder.....	54
Appendix D: Små og verdi selskaper "Robustness" test i periode 1930-1940 og 1941-1968.....	55

Tabelloversikt

Tabell 5.1.1.1 Små aksjeporteføljer i USA – “Robustness” test.....	28
Tabell 5.1.1.2 Små aksjeporteføljer i USA med alle tidsintervall	31
Tabell 5.1.1.3 Små aksjeporteføljer i USA – Hypotesetest	33
Tabell 5.1.2.1 Verdi aksjeporteføljer i USA – “Robustness” test	34
Tabell 5.1.2.2 Verdi aksjeporteføljer i USA med alle tidsintervall.....	36
Tabell 5.1.2.3 Verdi aksjeporteføljer i USA – Hypotesetest	37
Tabell 5.2.1.1 Små aksjeporteføljer i Norge	40
Tabell 5.2.1.2 Små aksjeporteføljer i Norge – Hypotesetest.....	41
Tabell 5.2.2.1 Verdi aksjeporteføljer i Norge	42
Tabell 5.2.2.2 Verdi aksjeporteføljer i Norge – Hypotesetest	43
Tabell 5.2.3.1 SMB og HML	44
Tabell 5.2.3.2 T-test SMB og HML	45

Figuroversikt

Figur 3.1.1 Den effisiente front og kapitalmarkedslinjen.....	9
Figur 3.1.2 Markedsavkastninglinjen	10
Figur 4.1.1 Hvordan lineære og ikke-lineære ledd noterer markedsavkastningen i periode t	19
Figur 4.2.1 Minste kvadraters metode	21
Figur 4.4.1 T-test.....	26

1 Innledning

“Lead-lag relationship” er et begrep som direkte oversatt til norsk betyr *“ledende-forsinkelses forhold”*. Når det oppstår forsinkelser i aksjemarkedet betyr dette at aksjer ikke reagerer umiddelbart på nyheter. Termologien brukes uavhengig av om det er positive eller negative nyheter. *“Lead-lag”* forholdet mellom små og store aksje porteføljer i det amerikanske markedet ble først dokumentert av Lo og MacKinlay (1990). De postulerte at det er kryss-autokorrelasjon mellom avkastningen i store selskap og avkastningen i små selskap, dvs. at endring i avkastning til store selskaper påvirker endring i avkastningen til små selskaper.

I ettertid er det gjennomført flere tilsvarende studier som har bekreftet dette forholdet og det er gjort forsøk på å kartlegge ytterligere detaljer om emnet, blant annet hvorfor det eksisterer slike sammenhenger. Det har blitt lansert flere hypoteser om årsakssammenheng og forskere som blant annet Brennan, Jegadeesh og Swaminathan (1993) dokumenterte at graden av analyse på aksjen er en av grunnene til at forsinkelser oppstår. De konkluderte med at avkastningen til *“low-analyst-coverage”* aksjer ofte fulgte *“high-analyst-coverage”*, noe som i ettertid har blitt støttet opp under av flere andre forskere.

Den mest tradisjonelle metoden for å analysere denne empirien har vært å anvende ukentlige og månedlige data i samhold med lineære modeller. Analysene basert på den tradisjonelle metoden har vært preget av det begrensede modellgrunnlaget. Eksempelvis la Keim og Madhavan (1995) frem empiriske resultater som dokumenterte at på det amerikanske markedet justeres aksjekursen til små selskaper med en viss forsinkelse i forhold til markedsindeksen som en reaksjon på nyheter. Hvilken type nyheter som påvirket dette forholdet var usikkert, men de fremmet en hypotese som påstod at forsinkelser var en konsekvens av positive nyheter, mens negative nyheter ledet til umiddelbare endringer. Dette ble bekreftet av McQueen, Pinegard og Thorley (1996) som var de første forskerne som tok i bruk ikke-lineære modeller på dette emnet. Ved hjelp av denne type modeller klarte de å skille mellom forsinkelse på gode og dårlige nyheter og resultatene deres

dokumenterte at det kun eksisterte en forsinkelse som en reaksjon på gode nyheter, mens ved dårlige nyheter skjedde endringene umiddelbart.

I nyere tid har Hou og Moskowitz (2005) studert alle typer aksjeporteføljer og oppdaget at prisforsinkelse er størst hos små, verdi, illikvide, volatile og *“poorly performing stocks”*. Prisforsinkelsen hos store, glamour, likvide og *“winning stocks”* som ofte får mye omtale og oppmerksomhet ble i motsetning identifisert som tilnærmet lik null. De konkluderer blant annet med at tilstedeværelsen av størrelseseffekten er en av årsakene til at det eksisterer forsinkelse i markedet.

“Lead-lag” forholdet er ikke det samme over hele verden, noe som Hameed og Kusnadi (2003) dokumenterte da de fremmet empirien om at det japanske markedet oppførte seg nærmest motsatt i forhold til det amerikanske markedet. Dvs. at på det japanske markedet oppstår det forsinkelse i markedet som en reaksjon på negative nyheter. I ettertid har Fama og French (2010) oppdaget at det ikke eksisterer en størrelseseffekt i Japan. Dette forteller oss at selv om størrelseseffekten er en av årsakene til forsinkelse i markedet, er det ikke forutsetning at størrelseseffekten er tilstede for at “lead-lag” forholdet skal være det.

Jeg har definert problemstillingen min til å være **“et grundigere studium av “lead-lag” forholdet”**, og vil benytte data fra perioden 1927-2010 i mine analyser. Innledningsvis vil jeg ta utgangspunkt i tidligere forskning og undersøke om det er et “lead-lag” forhold mellom små porteføljer og markedsindeksen i det amerikanske aksjemarked. Jeg vil først benytte meg av månedlige data i denne del av analysen. Datafangsten vil så utvides til å inkludere en aksjeportefølje som inneholder avkastningen til verdi selskaper for å evaluere om det eksisterer en eventuell sammenheng med markedsindeksen. Deretter vil tidsintervallet endres til å inkludere både månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlig datagrunnlag. For å styrke konklusjonene basert på resultatene som fremkommer av den ovenfor beskrevne metode vil analysen inkludere en “Robustness” test for å vurdere om “lead-lag” forholdet fremdeles er til stede når jeg deler tidsperioden på over 80 år i to deler. Avslutningsvis vil samme metode brukes for å evaluere om de samme forhold er gjeldende i det norske aksjemarked. “Robustness” testen lar seg imidlertid ikke anvendes i det norske markedet på grunn av

manglende data fra perioden før 1981. Oppgaven vil ta utgangspunkt i regresjonsanalyser for å kartlegge eventuelle sammenhenger.

Oppgaven består av 6 deler. I kapittel 2 refereres det til tidligere forskning på emnet og hvilke teorier og konklusjoner som allerede foreligger. Kapittel 3 inneholder en oversikt over teori, uttrykk og en redegjørelse for hva størrelses- og verdieffekten er. I kapittel 4 beskrives de forskjellige metodene som tas i bruk for å gjennomføre analysene på området som presenteres i kapittel 5. I kapittel 6 vil resultatene fra analysen presenteres og sammenlignes med de tidligere omtalte forskningsresultatene. Det vil også i kapittel 6 redegjøres for de konklusjoner som kan trekkes med bakgrunn i resultatene fra analysene samt forslag til hvordan en kan benytte det innsamlede data materialet til å styrke forskningen på dette emnet.

2 Oversikt over litteratur

Oppgaven tar utgangspunkt i tidligere studier som har blitt gjennomført på emnet. Det som hovedsakelig har vært fokuset i tidligere studier er “lead-lag” forholdet mellom små og store porteføljer og hvordan små selskaper følger etter endringene i avkastningen til store selskaper. I artikkelen til Lo og MacKinlay (1988) ble det for første gang dokumentert ved hjelp av empiriske resultater at aksjemarkedet historisk sett ikke er tilfeldig, men at det finnes en slags sammenheng mellom forskjellige aksjekategorier. To år senere publiserte Lo og MacKinlay (1990) en ny artikkel hvor de utvidet de empiriske resultatene sine med at sammenhengen i markedet gjaldt små og store selskaper. Det var i denne artikkelen at det ble dokumentert at denne effekten skyldtes størrelsen på selskapene, og at endringen i avkastningen på store selskaper ledet endringen i avkastningen på små selskaper. De brukte en lineær modell og data samlet ved et ukentlig tidsintervall for å gjennomføre analysen. I ettertid er det mange forskere som har bekreftet at dette forholdet eksisterer og de fleste har brukt lineære modeller og samme tidsintervall for å bevise det.

Selv om størrelsen på porteføljen er en faktor som går igjen når det kommer til “lead-lag” forhold er det mange som mener at denne konklusjonen blir for enkel og det har blitt lagt frem flere hypoteser hvor det foretas grundigere evaluering for å avdekke årsakene. I 1993 antydte Brennan, Jegadeesh og Swaminathan (1993) at graden av oppmerksomhet og omtale rundt aksjene var den utslagsgivende faktoren til forsinkelser. De konkluderte med at avkastningen til “*low-analyst-coverage*” hadde en tendens til å følge “*high-analyst-coverage*” aksjer, som betyr at mindre analysering av aksjene vil forsinke reaksjonen til alminnelig informasjon, uavhengig av størrelsen på firmaet. En annen hypotese ble publisert samme året av Mech (1993) hvor det ble påstått at grunnen for prisforsinkelsen var transaksjonskostnader. Det ble i denne artikkelen dokumentert at prisjusteringen var assosiert med standardavviket til avkastningen og forskjellen mellom kjøper og selger i gjeldende ordrebilde, og at dette resulterte i forsinkede prisendringer.

To år senere la Badrinath, Kale og Noe (1995) frem en påstand om at graden av institusjonell eierskap også har innvirkning på hvor raskt selskapene reagerer. Det har blitt påstått at avkastningen på aksjer med høy institusjonelt eierskap faktisk leder an med opp til to

måneder i forhold til aksjer med lav institusjonelt eierskap. Men ettersom graden av institusjonelt eierskap som regel er større desto større selskapet er, kan dette ha sammenheng med empirien om at store selskaper ofte blir mer omtalt enn små selskaper.

I tillegg til å finne årsaken til forholdet ble det etterhvert forsket på hva disse forsinkede reaksjonene skyldtes og ved hvilke nyheter de oppsto. I 1995 ble det lagt frem et empirisk studium av Keim og Madhavan (1995) om at den utløsende faktoren var reaksjoner på gode nyheter. De begrunnet sin påstand med at kjøp og salg blir gjennomført med forskjellig hastighet og at det ved negative nyheter er ønskelig for investorene å gjennomføre salgsordre umiddelbart, mens det ved positive nyheter er todelt. Investorene vil kjøpe aksjer i store selskap umiddelbart, men bruke lenger tid på å gjennomføre kjøpsordren på den lille volatile aksjen og det er her den forsinkede reaksjonen forekommer.

At det oppstår forsinkelse for små selskaper i USA som en reaksjon på gode nyheter, er noe som de fleste forskere har konkludert med. Frem til midten av 90-tallet var det kun brukt lineære modeller og datagrunnlag med ukentlig intervall. Dette forandret seg i da McQueen, Pinegar og Thorley (1996) publiserte en artikkel hvor det ble dokumentert at det var et ikke-lineært forhold mellom aksjetypene. Ved hjelp av en ikke-lineær modell og med både ukentlig og månedlig tidsintervall viste resultatene de kom frem til at små aksjer reagerte med forsinkelse i både opp og ned konjunkturer, men at forsinkelsen var betydelig større når det gjaldt positive nyheter. Videre mente de at resultatene deres motbeviste tidligere teorier om at årsaker som tidsvarierende risiko premier og transaksjonskostnader var skyld i at "lead-lag" forholdet eksisterte.

I likhet med Brennan, Jegadeesh og Swaminathan (1993) påsto Chordia og Swaminathan (2000) at det ikke var størrelsen på porteføljene som var årsaken til forsinkelsesforholdet, men at det var andre faktorer som spilte inn. De mente at det delvis skyldtes at avkastningen til aksjer handlet i stort volum leder avkastningen til aksjer handlet i lite volum og at *"the source of these 'lead-lag' cross-autocorrelations is the tendency of low volume stock prices to react sluggishly to new information"*. De mente at selv om dette tydet på at aksjemarkedet var ufullstendig og ga rom for arbitrasjehandel, er det ikke kjent at investorer har utnyttet dette ettersom transaksjonskostnader i tilknytning til eventuelle handler mest

sannsynlig ville fjerne all potensiell profitt.

Frem til årtusenskiftet var hovedfokuset rundt “lead-lag” forhold sentrert rundt hvordan endringen i store aksjer ledet endringen til små aksjer. I 2005 publiserte Hou og Moskowitz (2005) en artikkel som i tillegg mente at det var en sammenheng mellom vekst og verdi aksjer også. De studerte alle typer aksjeporteføljer hvor de oppdaget at prisforsinkelse er størst hos små, verdi, illikvide, volatile og “*poorly performing stocks*”, og tilnærmet lik null hos store, glamour, likvide og “*winning stocks*” som ofte får mye omtale og oppmerksomhet. De konkluderer med at tilstedeværelsen av størrelseseffekten er en av årsakene til at det eksisterer forsinkelse i markedet og at det er begrenset antall små og verdi aksjer i omløp i aksjemarkedet. De hevder videre at ettersom det bare eksisterer usystematisk risiko hos selskaper som opplever forsinkelse, styrker dette hypotesen til Brennan, Jegadeesh og Swaminathan (1993) om at low-analyst-coverage har en innvirkning på “lead-lag” forholdet. Li (2011) bygget videre på dette og la frem bevis på at vekst aksjer reagerer hurtigere enn verdi aksjer i både opp og ned markeder. Følgelig vil vekst aksjer være mer gunstig å ha i et positivt marked, mens det vil være mer ugunstig å ha i et negativt marked. Dette understøtter teorien om at vekst aksjer leder verdi aksjer.

“Lead-lag” forholdet er ikke det samme over hele verden og empiriene fremmet om det japanske markedet har vært tilnærmet det motsatte av det amerikanske markedet. Dette empiriske studiet ble lagt frem i artikkelen Hameed og Kusnadi (2003) hvor de tok for seg det japanske markedet og fant ut at det eksisterte en positiv auto-korrelasjon som var konsekvent med at små selskaper justeres saktere til vanlig informasjon sammenlignet med store selskaper. Forsinkelsen ble blant annet forklart som et resultat av handelsrestriksjoner (eksempelvis restriksjoner på “*short-sale*”) samt transaksjonskostnader som forhindrer aksjeprisene fra å reagere umiddelbart på negative nyheter. Ettersom det er blitt bevist at en av årsakene til forsinkelse i det amerikanske markedet skyldes størrelseseffekten vil det være naturlig å tro det samme om det japanske markedet. Dette har imidlertid blitt motbevist av Fama og French (2010) hvor de gjennom empiriske studier har bevist at det ikke eksisterer en størrelseseffekt i Japan.

3 Teori

Dette kapitlet vil gi en gjennomgang av termologien som benyttes i oppgaven og er ment å skape større kjennskap til fagområdet. Det vil gis en kort fremstilling av kjennetegnene og ulikhetene mellom de forskjellige modellene som blir tatt i bruk. Så vil det fokuseres mer på hva størrelse- og verdieffekten er og påvirkningen disse har på resultatene.

Når en omtaler små og store aksjer er det snakk om markedsverdien på aksjen. Markedsverdien finner en enkelt ved å ta antall aksjer å multiplisere dette med prisen per aksje. Små og store aksjer er i oppgaven definert som henholdsvis de laveste 20% og de høyeste 20%.

Vekst og verdi er to måter å klassifisere undervurderte og overvurderte aksjer på. Vekst aksjer også kalt "glamour" aksjer er den type aksjer som er høyt priset og som har stor forventning for videre vekst fremover på grunn av spesifikke grunner. Dette kan for eksempel være at selskapet har gode kundeforhold, bra ledelse eller patent på et produkt av høyeste kvalitet og kjennetegnes med høy "*price-to-book ratio*" og lav "*Book-to-Market*" (B/M). Verdi aksjer er i motsetning lavt priset og blir ofte karakterisert som "kjedelige", eksempelvis bankaksjer eller selskaper med dårlig produkt/ledelse og som kjennetegnes med lav price-to-book ratio og høy B/M. Vekst aksjer er i oppgaven definert som aksjene med de laveste 20% B/M, mens aksjene med 20% høyest B/M defineres som verdi aksjer. Både små og verdi aksjer har vist seg å levere høyere avkastning enn store og vekst aksjer tatt risiko i betraktning. Det er større usikkerhet knyttet til årsaken til at verdi aksjer leverer god avkastning, men det blir ofte begrunnet med at dette er aksjer som i stor grad blir undervurdert. Denne begrunnelsen tar utgangspunkt i at interessen for denne type aksjer normalt er moderat i forhold til vekst aksjer som ofte blir overvurdert. (www.mstone.com)

I neste delkapittel vil teorien rundt kapitalverdimodellen og formålet med modellen beskrives. Dette vil være en forutsetning for å bedre forstå den etterfølgende gjennomgang av to forskjellige anomalier til modellen som gjør den ufullstendig. Disse to anomaliene har gjennom empiriske studier blitt påvist som en av årsakene til at "lead-lag" forholdet

eksisterer. En empirisk anomali er definert som en empirisk fakta som ikke kan forklares ved hjelp av tidligere forskning.

3.1 Kapitalverdimodellen (CAPM)

CAPM er en forkortelse for Capital Asset Pricing Model, men blir omtalt på norsk som kapitalverdimodellen. Denne modellen er en teori om at forventet avkastning på en investering i en aksje er summen av risikofri rente og en risikopremie som varierer med aksjens markedsrisiko. En investor som kjøper en aksje har en forventet avkastning som kompenserer for risikoen relatert til denne investeringen. Jo større systematisk risiko en aksje har, desto større avkastning må den ha for å fremdeles være attraktiv for investorene. Kapitalverdimodellen defineres matematisk på følgende måte:

$$E[r_i] = r_f + \beta_i(E[r_m] - r_f)$$

De forskjellige leddene i formelen er nærmere beskrevet nedenfor.

$E[r_i]$ = Forventede avkastningen på aksje i

r_f = Risikofri rente

β_i = Den systematiske risikoen, $B_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{\sigma_M^2}$

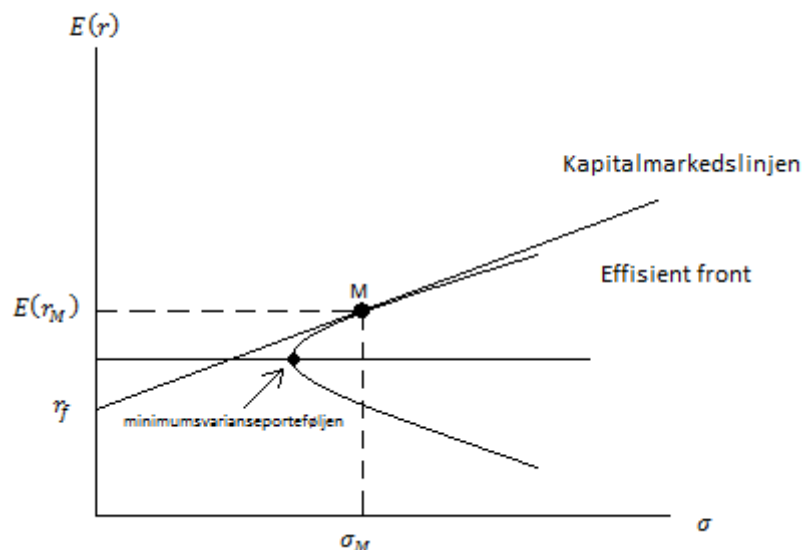
$E[r_m]$ = Forventet avkastning på markedsporteføljen

$E[r_m] - r_f$ = Markedets forventede risikopremie

Grunnlaget for modellen ble skapt av Harry Markovitz i 1952, mens CAPM ikke ble ferdig utviklet før 12 år senere av William Sharpe (1964), John Lintner (1965) og Jan Mossin (1966). Kapitalverdimodellen måler risikoen og forholdet mellom forventet avkastning og risiko. CAPM tar utgangspunkt i et perfekt marked hvor alle investorer har den samme viten og informasjonstilførsel, samt at markedet kun består av rasjonelle individer. Det er altså mange forutsetninger for at CAPM skal fungere optimalt. Det er for eksempel viktig at alle individer er så like som mulig sett bort ifra formue og grad av risk avers. Investorene betaler ikke noe skatt på avkastningen eller transaksjonskostnader på investert aktiva. Alle investorer analyserer og tolker informasjonen som blir gitt på samme måte og de har samme

“economic view of the world”. Dette er selvsagt noe som ikke alltid stemmer i virkeligheten og som gjør at kapitalverdimodellen ikke alltid blir like nøyaktig.

For at markedet skal være i likevekt er det en del forutsetninger som må være tilstede. Eksempelvis vil investorene velge å investere i en portefølje med risikobærende aksjer hvor størrelsesforholdet er tilsvarende markedsporteføljens aktiva, som inneholder all handel av aktiva. Markedsporteføljen vil være på den effisiente front, men vil også være den tangerende porteføljen til den optimale kapitalallokeringslinjen utledet av hver og en investor. Som et resultat av dette vil kapitalmarkedslinjen som går fra risikofri rente og gjennom markedsporteføljen, M, være den best mulig oppnåelige kapitalallokeringslinjen. M vil være den optimale risiko porteføljen. Dette er fremstilt i figuren nedenfor.



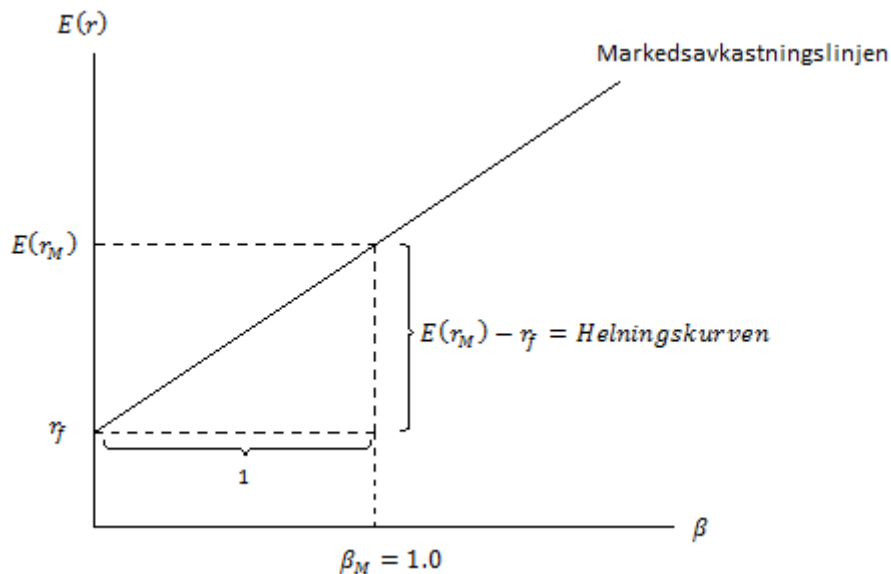
Figur 3.1.1 Den effisiente front og kapitalmarkedslinjen. Kapitalmarkedslinjen viser mulig avkastningen tatt risiko i betraktning. Den effisiente fronten viser den beste forventede avkastningen for gitt forventet risiko ovenfor minimumvarianseporteføljen

Risikopremien av markedsporteføljen vil være proporsjonal til den gjennomsnittlige graden av investorenes risiko aversjon og markedsporteføljens risiko, og kan skrives på følgende måte,

$$E(r_M) - r_f = \bar{A}\sigma_M^2$$

σ_M^2 er variansen av markedsporteføljen og \bar{A} er den gjennomsnittlige grad av risikovers aversjon med tanke på investorene. Det er forventet at risikopremien på de forskjellige aksjene

gjenspeiler økningen i risikoen til aksjeporteføljen den bringer med seg. Aksjens beta måler risikoen til selskapet i forhold til risikoen til markedsporteføljen. Resultatet fra kapitalverdimodellen kan bli fremstilt ved hjelp av markedsavkastningslinjen. Den viser det forventede avkastning-beta forholdet og er vist i figuren nedenfor.



Figur 3.1.2 Markedsavkastninglinjen. Markedsavkastningslinjen viser den forventede avkastningen til en aksje som en funksjon av systematisk risiko (beta)

Markedsavkastningslinjen danner et sammenligningsgrunnlag for evaluering av investeringen. Ved å se på risikoen til investeringen, målt ved hjelp av betaen, kan man ved hjelp fra markedsavkastningslinjen kalkulere ut den forventede avkastningen som er nødvendig kompensasjon for at investorene skal bruke tid og penger på investeringen.

Modellen har blitt kritisert for å ha urealistiske forutsetninger som skal til for at modellen skal gi et nøyaktig resultat. Det kreves eksempelvis et perfekt kapital marked hvor det ikke finnes transaksjonskostnader eller skatt. CAPM kan også kritiseres for at den risikofrie avkastningen egentlig ikke er konstant som forutsatt i modellen. At det i tillegg oppstår friksjoner i markedet og at det finnes store grupper av svært dårlig diversifiserte investorer, gjør at den usystematiske risikoen ikke vil forsvinne og viser at flere av antagelsene til CAPM ikke stemmer.

3.2 Størrelseeffekt

Størrelseeffekt er et uttrykk for om at små selskaper normalt har høyere gjennomsnittlig risikojustert avkastning i forhold til større selskaper. Denne effekten ble oppdaget av Banz (1981) hvor han dokumenterte at den hadde vært tilstede i over 40 år. Størrelseeffekten gjelder hovedsakelig for små selskaper og er ikke-lineær i markedsverdien. Det er imidlertid liten eller tilnærmet ingen forskjell mellom mellomstore og store selskaper. Selv om han oppdaget effekten, greide han imidlertid ikke å forklare hvorfor den eksisterte.

Reinganum (1981) støttet opp under empirien om at størrelseeffekten ikke er tilstede på grunn av *“market inefficiency”*. Han demonstrerte dette med å påvise at den unormale avkastningen ikke var et resultat av transaksjonskostnader og forsinket informasjon. Reinganum konkluderte derfor med at det skyldtes at kapitalverdimodellen ikke var fullstendig, basert på at risikofaktorer ble utelatt fra modellen og at det følgelig var tilfeller hvor den ga ukorrekt informasjon av data.

Dette var Stoll og Whaley (1983) uenig i og dokumenterte i artikkelen deres at kapitalverdimodellen ga tilfredsstillende resultater på aksjers avkastning når en inkluderte transaksjonskostnader. De la frem empiriske resultater som viste at de ikke fant noe statistisk signifikant overskytende avkastning etter at de la til transaksjonskostnader for små porteføljer over perioder opp til et år. Ettersom transaksjonskostnader viste seg å være større hos små aksjer enn hos store aksjer konkluderte de med at størrelsen på transaksjonskostnader hadde en sammenheng med størrelseeffekten.

Både Banz (1981) og Reinganum (1981) forutsatte at størrelseeffekten var konstant over periodene de hadde undersøkt. Dette var Brown, Kleidon og Marsh (1983) uenig i og la frem tre nye teorier om effekten. Først påsto de at forholdet mellom det overskytende avkastningen og selskapets størrelse kunne bli betraktes som lineært. Deretter demonstrerte de at *“ex ante excess returns attributable to size are not constant through time”*. Det ble i tillegg demonstrert at forskjellige metoder å evaluere effekten ledet til forskjellige konklusjoner angående størrelseeffekten.

Keim (1983) fortsatte studiet av effekten og dokumenterte at den var spesielt tilstede tidlig i Januar måned. Han dokumenterte at det i tidsrommet 1963-1979 var nærmere 50% av risikojusterte premier for små selskaper i forhold til store selskaper skyldes unormal avkastningen i Januar måned. Han tilbakeviste også at transaksjonskostnader var årsaken til fenomenet ettersom effekten var i så stor grad sesongbasert, mens transaksjonskostnader på den andre siden ikke var det. Dette var blant annet forskerne Schwert (1983) og Schultz (1983) også enig i. I ettertid har de fleste forskere kommet frem til det samme.

I artikkelen til Fama og French (1993) la de til to ledd i kapitalverdimodellen kalt SMB (Small-Minus-Big) og HML (High-Minus-Low). SMB skulle ta hensyn til størrelseeffekten og HML verdieffekten basert på en hypotese at størrelse- og verdieffektene har grunn i risiko. Disse to leddene fungerer slik at de måler den historisk overskytende avkastningen og justerer ned den gjennomsnittlige avkastningen til små og verdi aksjer. Selv om denne modellen (Fama-French tre-faktors modell) "forklarte" forholdet mye bedre, var det fremdeles bevis på at effekten var tilstede. Mange forskere har prøvd å motbevise denne formelen i etterkant, men uten suksess. Selv om de mente at HML og SMB oppførte seg som proxyer for misligholds risiko, mener blant annet Vassalou og Xing (2004) at det ikke er grunnen til at formelen fungerer.

Vassalou og Xing (2004) demonstrerte at selv om de to leddene inneholdt noe risikoinformasjon så var det den viktige prisinformasjonen urelatert til misligholds risiko som gjør at det er en fungerende modell. Videre la de frem påstanden om at både størrelse- og verdieffekten var nøye relatert til misligholds risiko. De mente at størrelseeffekten bare var tilstede for de 20% små selskapene med høyest misligholds risiko og at verdieffekten bare var tilstede for de 30% verdi selskapene med høyest misligholds risiko. De konkluderte med at små og verdi selskap kun ville ha høyere avkastning enn henholdsvis store og vekst selskaper dersom de har høyere misligholds risiko, samtidig som selskaper med høy misligholds risiko bare har høyere avkastning enn selskaper med lav misligholds risiko dersom de er små eller verdi selskaper.

I nyere tid har Hou og Moskowitz (2005) demonstrert at prisforsinkelse stort sett er relatert til størrelseeffekten. Små aksjer er mindre synlige, volatile og ikke like interessante for

mange investorer. Dette gjør at de ofte blir oversett. At det bare er priset usystematisk risiko mellom de selskapene som opplever størst forsinkelse forsterker empirien om at det har en sammenheng med hvordan investorer oppfatter selskapet. Sammenhengen med hurtigheten av informasjonsspredning og markedets friksjoner støtter opp om påstanden om at et ufullstendig marked og begrenset aksjemarkedsdeltakelse er hovedårsaker til hvorfor effekten eksisterer.

3.3 Verdieffekt

Verdieffekten er en effekt som eksisterer i økonomien uten at en er helt klar over hvorfor den forekommer. Denne effekten har en tendens til å utkonkurrere markedet på lang tids basis og det refereres til tidligere forskning på emnet vedrørende årsaken til dens eksistens. Verdieffekten ble lansert i en artikkel av Basu (1977) hvor han at det er et forhold mellom aksjenes investeringsresultat og aksjens P/E (Price-to-earnings) ratio. P/E er en ratio som blir kalkulert ved å se på tidligere realisert avkastning. Han klarte å påvise at ved hjelp av P/E ratioen kunne en forutsi at aksjen ville levere en avkastning utover det normale. Han oppdaget at aksjeporteføljer med lav P/E ratio i perioden 1957-1971 hadde gjennomsnittlige høyere avkastningen, etter at det disse var justert for markedsrisikoen, enn aksjeporteføljer med høy P/E. Han konkluderte med at en av grunnene til at dette var tilfellet, skyldes at det oppstår en forsinkelse og friksjoner før aksjer tilpasser seg offentlig tilgjengelig informasjon. Videre oppdaget han at aksjenes avkastning ikke direkte kunne beskrives ved hjelp av markedsindeksen, men at det var andre faktorer som spilte inn. Aksjer med lav P/E tjente mer enn markedsindeksen. I 1985 dokumenterte Rosenberg, Reid og Lanstein (1998) at avkastningen til verdi porteføljer var gjennomsnittlige høyere enn for vekst selskaper.

Lakonishok, Shleifer og Vishny (1993) presenterte en hypotese hvor de mente at verdieffekten var en konsekvens av "*expectational errors*". Artikkelen deres omhandlet blant annet hvordan naive investorer fokuserte for mye på og feiltolket aksjers tidligere vekstrate ved å anta at trenden ville fortsette og hvordan "*contrarian*" investorer utnyttet dette. De naive investorene skapte større etterspørsel etter vekst aksjer som resulterte i overprising, mens verdi aksjer ble underpriset. De konkluderte med at investorer atferd og misoppfatning var en årsak til at effekten eksisterer.

Zhang (2005) påsto at verdi selskaper har uproduktiv kapitalbeholdning og derfor har lavere investeringsvekstrater. Dette er årsaken til at selskaper med lavere investeringsvekstrater har høyere forventet avkastning. Denne hypotesen jobbet Xing (2008) videre med, og i artikkelen fra 2006 publiserte han en empirisk studie hvor det ble lagt frem en påstand om at verdieffekten kan forklares direkte gjennom Q-teorien. Han demonstrerte at verdieffekten er konsekvent samsvarende med Q-teorien, modellen med ingen feilprising eller over/underreaksjon. Q-teorien er også kalt Tobin's q og er forholdet mellom markedsverdien

og utskiftningsverdien av samme aktiva. Han konkluderte dermed med at verdieffekten kunne bli gjort rede for med en investeringsbasert forklaring.

Arnott, Hsu, Liu og Markowitz (2007) presenterte en hypotese om at “støy” kunne være en av årsakene til verdieffekten. De dokumenterte at størrelse og verdi aksjer hadde større sannsynlighet for å ha negativ “støy”, mens store og vekst aksjer hadde positiv “støy”. Negativ “støy” innebærer at små og verdi aksjer har større sannsynlighet for å bli undervurdert og får derfor høyere avkastning justert for risiko.

Chen og Zhao (2008) bygget videre på artikkelen til Lakonishok, Shleifer og Vishny (1993) og fant empiriske resultater som understøttet hypotesen om at “*expectational errors*” er en av årsakene til verdieffekten, men de presenterte samtidig en påstand om hvorfor dette ikke alene kunne forklare effekten. De mente at ettersom dette var blitt kjent ville forandringene i avkastningen være rasjonelt forventet. Videre ble verdi og størrelseseffekten hovedsakelig beskrevet som en konsekvens av prisjusteringer som en reaksjon til overraskelser og derfor ikke en god proxy for den forventede avkastning.

4 Metode

I denne delen av oppgaven vil det redegjøres for de teoretiske fremgangsmåter som er benyttet. Jeg vil starte med hvordan jeg har anvendt forskjellige regresjonsanalyser til å analysere relevante data. Etterpå vil jeg nevne blant annet OLS (minste kvadraters metode) og hvordan den hjelper meg til å få luke ut irrelevant data fra regresjonsanalysene.

4.1 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er et statistisk verktøy som brukes for å undersøke forhold mellom forskjellige variabler. En regresjonsanalyse består hovedsakelig av avhengige og uavhengige variabler og en årsakssammenheng mellom dem. En bruker denne type analyse til å forklare endringen til den avhengige variabelen ved å se på endringen til en gruppe av uavhengige (forklarings-) variabler. Det meste innenfor økonomisk omfang kan bli satt inn i en *“single-equation”* for å finne årsak og virkning, og derfor er regresjonsanalyse et velegnet verktøy til bruk i analysesammenheng.

Et eksempel på en lineær regresjonsmodell som ser på virkningen i markedsavkastningen (X) i forrige periode har hatt på Y i gjeldene periode er presentert nedenfor:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Y er den avhengige variabel, mens α er skjæringspunktet og en konstant som tilsvarer verdien av Y når β_1 er lik 0. β_1 forteller oss hva helningskoeffisienten er, den bestemmer altså hvor bratt regresjonslinjen blir og kalkuleres ved følgende formel: $\beta_1 = \left(\frac{\Delta Y}{\Delta X}\right)$, dersom X øker med 1 enhet vil Y øke med β_1 verdier. Sist, men ikke minst har vi ε_t , dette er feilleddet, også kalt for et stokastisk feilledd og er et resultat av at det oppstår avvik fra Y som ikke direkte kan forklares gjennom X. Dette leddet må legges til enhver funksjon fordi det er minst fire forskjellige kilder som kan spille inn i verdien Y som ikke kan bli forklart gjennom X-verdiene:

1. Det har blitt utelatt informasjon

Dette kan for eksempel skyldes at data er utilgjengelig eller at små faktorer som spiller inn på Y er utelatt fra likningen.

2. Målingsfeil

Det er tilnærmet umulig å ikke unngå målingsfeil av den avhengige variablene.

3. Unøyaktig formel som skyldes transformasjonen fra den teoretiske delen til en praktisk regresjonsformel.

4. Uforutsigbare hendelser

Hensikten med en regresjonsanalyse er å transformere en delvis teoretisk funksjon til å bli en estimert funksjon hvor hver parameter får en hatt over seg som signaliserer at det er et estimert utvalg av *“the true population value”*, og funksjonen vil da se ut som følgende:

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

I denne oppgaven vil blant annet små og verdi selskaper settes som den avhengige variabel og se på endringen i disse ved å sette markedsavkastningen som den uavhengige variabel. Ut ifra disse analysene vil det videre evalueres om det eksisterer et “lead-lag” forhold mellom de forskjellige typer aksjer og markedsindeksen og om det er mulig å predikere endringene til de avhengige variablene i t ved å se på markedsavkastningen i t-1. Jeg har valgt å bruke 5% signifikansnivå som betyr at dersom betaverdiene har en større p-verdi en 0,05 vil de ikke være signifikante. Dette er i likhet med tidligere studier på området som eksempelvis McQueen, Pinegar og Thorley (1996). Dersom de ikke er signifikante vil dette fortelle meg at de avhengige variablene reagerer umiddelbart på offentliggjorte nyheter, mens dersom de er signifikante vil det være en forsinkelse.

Jeg bruker programmet Microsoft Excel 2010 til å gjennomføre regresjonsanalysene. Ved bruk av regresjonsanalyse vil det også identifiseres en forklaringskraft for modellen, R^2 , som det også vil fokuseres på. Denne verdien definerer hvor mye av variansen i den avhengige variabelen som kan forklares innenfor modellen og vil bidra i å identifisere hvilken av de forskjellige modellene som har den beste forklaringskraften. Jo nærmere forklaringskraften er på 1, desto bedre vil modellen være. Da det brukes flere forklarende variabler i oppgaven vil det benyttes en justert determinasjonskoeffisient, \bar{R}^2 , for at det ikke skal kunne dras fordel av å inkludere en ekstra variabel, se Studenmund (2006).

Forskere har tidligere benyttet enten lineære eller ikke-lineære modeller for å forklare forholdet. Ettersom det er usikkert hvilken type modell som er best, vil både en lineær og en ikke-lineær modell brukes for å evaluere tilstedeværelsen av et slikt forhold. I tillegg til disse to typer modeller vil en også benytte to blandete modeller med både lineære og ikke-lineære ledd. Disse 4 regresjonsanalyse modellene er beskrevet nærmere nedenunder.

A:
$$y_t = \alpha + \beta_0 MKT_t + \beta_1 MKT_{t-1} + \varepsilon_t$$

y_t er avkastningen til den avhengige variabelen, og viser en lineær reaksjon på markedsavkastningen (MKT) både for små og verdi selskaper i perioden t og $t-1$. α er det forventede overskudd av avkastningen når markedsavkastningens overskudd er lik 0. β_0 er helningskvotienten som forteller oss hva endringen i avkastning som resultat av en marginal endring i markedsavkastningen i periode t . β_1 tar for seg samme endring, men i periode $t-1$. MKT_t uttrykker den noterte markedsavkastningen i periode t , og MKT_{t-1} representerer markedsavkastningen fra forrige periode. ε_t gir uttrykk for feilleddet. I modell A er det brukt en lineær formel for å fremvise et "lead-lag" forhold mellom porteføljetypene og markedsindeksen. Markedsindeksen er inkludert i gjeldende periode og forrige periode. Dette er for å vurdere om endringen til aksjetypene i periode t , har noe sammenheng med markedsavkastningen i samme periode og forrige perioden.

B :
$$y_t = \alpha + \beta_0^{DN} \text{Min}(MKT_t, 0) + \beta_0^{UP} \text{Max}(MKT_t, 0) + \beta_1^{DN} \text{Min}(MKT_{t-1}, 0) + \beta_1^{UP} \text{Max}(MKT_{t-1}, 0) + \varepsilon_t$$

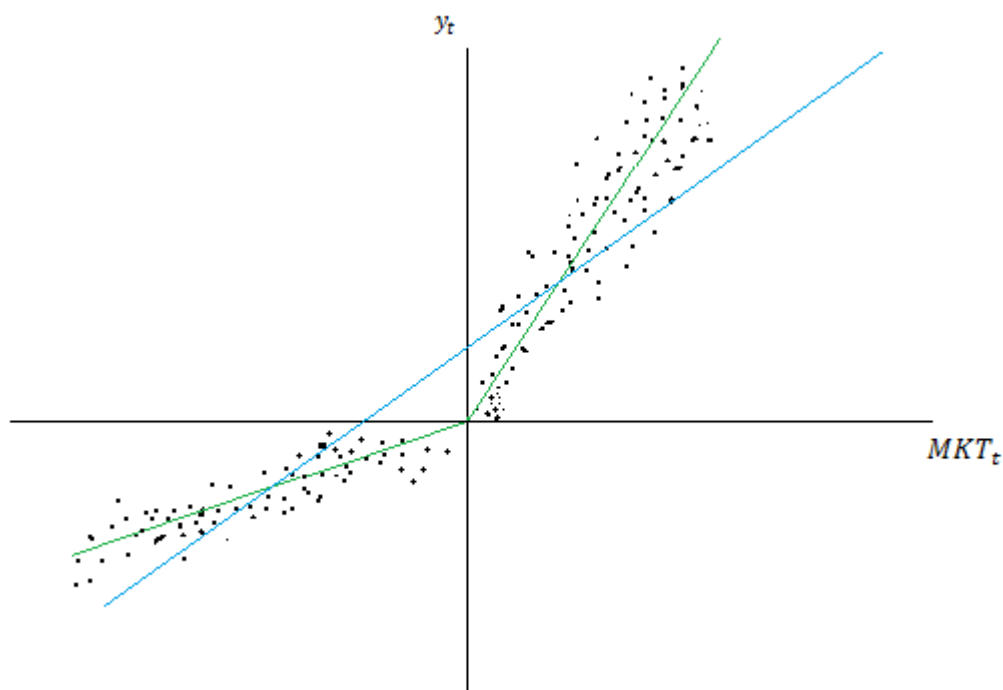
Denne modellen er en ren ikke-lineær modell som tar for seg negative og positive avkastninger i markedet hver for seg i både forrige periode $\beta_1^{DN} \text{Min}(MKT_{t-1}, 0) + \beta_1^{UP} \text{Max}(MKT_{t-1}, 0)$ og i den gjeldende periode $\beta_0^{DN} \text{Min}(MKT_t, 0) + \beta_0^{UP} \text{Max}(MKT_t, 0)$. Bakgrunnen for at det er valgt å spesifisere modellen på følgende måte er at det skilles mellom positiv og negativ markedsavkastning i de forskjellige periodene og på den måten undersøkes det hvilke reaksjoner ulike typer nyheter gir. I motsetning til modell A hvor resultatene tilsier at et selskap har samme reaksjon på positive og negative nyheter i forrige periode, vil modell B skille mellom forskjellige typer nyheter og deretter vise om det er negative eller positive nyheter som er årsaken til forsinkelsen.

C.
$$y_t = \alpha + \beta_0 MKT_t + \beta_1^{DN} \text{Min}(MKT_{t-1}, 0) + \beta_1^{UP} \text{Max}(MKT_{t-1}, 0) + \varepsilon_t$$

Det som skiller modell C fra modell B er at istedenfor en fullstendig ikke-lineær modell er det her valgt å bruke en blandet versjon bygget opp av ett lineært ledd og to ikke-lineære ledd. Det første leddet er ett lineært ledd som fokuserer på markedsindeksen i gjeldende periode. De to siste leddene er nøyaktig like som modell B og tar for seg negative og positive avkastninger i markedet hver for seg i forrige periode.

D.
$$y_t = \alpha + \beta_0^{DN} \text{Min}(MKT_t, 0) + \beta_0^{UP} \text{Max}(MKT_t, 0) + \beta_1 MKT_{t-1} + \varepsilon$$

Modell D har også både et lineært ledd og to ikke-lineære ledd. Men i motsetning til modell C er det vektlagt å se på negative og positive avkastninger i markedet hver for seg i gjeldende periode, mens det brukes et lineært ledd til å se på markedsindeksen for forrige periode. Nedenunder er det ved hjelp av en grafisk fremstilling vist forskjellen mellom hvordan Modell C og Modell D uttrykker den noterte markedsavkastningen for periode t. Modell C sitt lineære leddet er den blå linjen, mens modell D sine to ikke-lineære ledd lager den grønne linjene.



Figur 4.1.1 Hvordan lineære og ikke-lineære ledd noterer markedsavkastningen i periode t. Den blå linjen portrerer det lineære leddet relatert til markedsavkastningen uttrykt i modell C i periode t, mens den grønne linjen portrerer de ikke-lineære leddene relatert til markedsavkastningen uttrykt i modell D i periode t

De fire modellene er tilsynelatende utformet ganske likt, men inkluderer enkelte justeringer i form av det ikke-lineære leddet, forskjellige grad av vekt på markedsavkastning for gjeldende og forrige periode og svingningene i markedsavkastningen i de to periodene. Denne variasjonen i modellene har som formål å bidra til å styrke grunnlaget for analysen ved å gi en indikasjon av hvordan avkastningen for de forskjellige aksje typene korrelerer med de valgte variabler.

Dersom aksjene reagerer med en forsinkelse på nyheter vil den aktuelle parameteren ha en p-verdi som er lavere enn 0,05 og følgelig signifikant på 5% nivå eller lavere. Dersom parameteren har høyere verdi vil den ikke være signifikant og reagere umiddelbart på nyhetene.

4.2 Minste kvadraters metode (OLS)

Er en forkortelse for Ordinary Least Squares og er en standard lineær regresjons metode. Denne metoden er den vanligste fremgangsmåten for å gjøre teoretisk data om til parameterverdier og setter dette inn i en lineær modell. Minste kvadraters metode kalkulerer $\hat{\beta}$ s for å minimisere summen av kvadratiske residual.

$$\sum_{i=1}^N e_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

$$\sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = RSS$$

Minste kvadraters metode består av tre ledd, TSS (Total Sum of Squares), ESS (Explained Sum of Squares) og RSS (Residual Sum of Squares) hvor formelen blir uttrykt som:

$$\sum_i (Y - \bar{Y})^2 = \sum_i (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum_i e_i^2$$

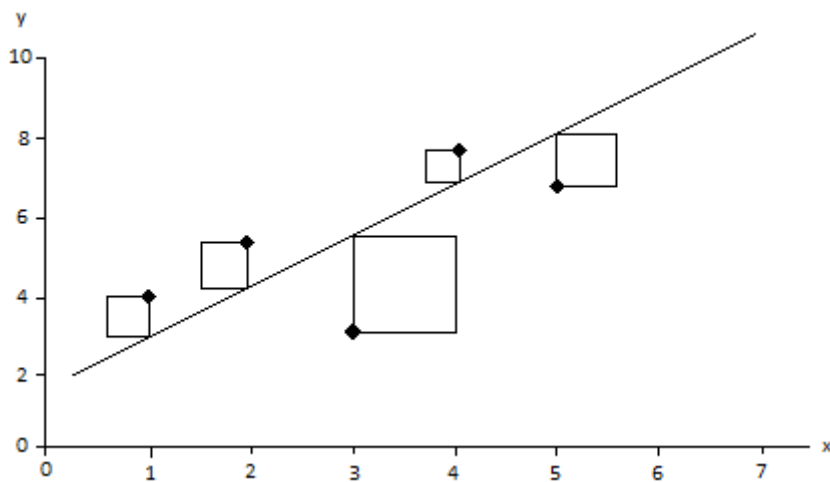
$$TSS = ESS + RSS$$

Det er spesielt tre egenskaper som gjør at OLS er en populær modell.

1. Den er relativt enkel å bruke sammenlignet med andre økonomiske estimeringsteknikker.
2. Målet om å minimisere minimums variansen er egnet fra et teoretisk standpunkt.

3. Modellen har flere nyttige trekk.

OLS velger de estimatene av β_0 og β_1 som minimiserer de kvadratiske residualene, summert over alle datapunktene i populasjonen. Og i figuren nedenunder er det illustrert hvor OLS luker ut irrelevant data ved hjelp av å minimere de kvadratiske residualene



Figur 4.2.1 Minste kvadraters metode

OLS har en del forutsetninger for at den skal fungere:

1. $E(\varepsilon_t) = 0$

Dette betyr at den gjennomsnittlige verdien av feilleddet er lik 0. Denne forutsetningen blir sann så lenge funksjonen inneholder et konstantledd α .

2. $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$

Dette betyr at variansen av feilleddet er konstant og begrenset for alle verdier av x_t . Dersom denne forutsetningen ikke stemmer oppstår det som kalles heteroskedastisitet.

3. $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$

Dette betyr at feilleddene er lineært uavhengig av hverandre. Dersom feilleddet i periode i forandrer seg vil ikke dette ha noe som helst påvirkning på feilleddet i periode j. Dersom dette forekommer betyr det at feilleddene er serie-korrelerte.

4. $\text{Cov}(\varepsilon_t, x_t) = 0$

Dette betyr at det ikke eksisterer noe forhold mellom feilledet og de uavhengige variablene i funksjonen.

5. $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

Dette betyr at ε_t er normalfordelt.

Dersom forutsetningene 1-4 oppfylles vil estimatorene $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ bli bestemt av minste kvadraters metode og ha flere ønskelige egenskaper, og er kjent som BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Og dersom dette er tilfellet vil minste kvadraters metode ha egenskaper som at den er konsekvent, uten skjevhet og effisient. Brooks (2008)

4.3 Modell utvelgelseskriterier

Det finnes flere måter å identifisere den modellen som er best beskrivende og forklarende for den aktuelle formelen. Jeg har valgt å benytte \bar{R}^2 - og AIC verdier som de to forskjellige metodene til å måle kvaliteten på modellene mine.

4.3.1 Forklaringskraften, R^2

“Measures the percentage of the variation of Y around its mean that is explained by the regression equation”, se Brooks (2008). R^2 blir også kalt forklaringskraften og gir ratioen av det “explained sum of squares to the total sum of squares”

$$R^2 = \left(\frac{ESS}{TSS} \right) = 1 - \left(\frac{RSS}{TSS} \right) = 1 - \left(\frac{\sum e_i^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \right)$$

Desto høyere forklaringskraften er, desto nærmere ligger observasjonsmaterialet den estimerte regresjonslikningen og gir da en god tilpasning, mens desto lenger den er fra 1 desto mindre “vitenskapelig tyngde” er det bak forklaringen av regresjonslikningen. Ettersom alle leddene må være positive så vil verdien ligge i intervallet $0 \leq R^2 \leq 1$. Siden OLS bruker de estimerte parameterne som minimiserer RSS vil metoden i en lineær modell gi høyest mulig forklaringskraft. Et problem med R^2 som kan føre til feilvurdering av likninger er at dersom man legger til en uavhengig variabel til likningen vil dette aldri resultere i at R^2 blir redusert. Det er derfor mer nøyaktig å se på den justerte forklaringskraften \bar{R}^2 som tar hensyn til dette ved å justere for antall frihetsgrader, se Studenmund (2006)

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2 / (N - K - 1)}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2 / (N - 1)}$$

4.3.2 AIC

AIC er en forkortelse for “Akaike Information Criterion” og måler usikkerheten for hver modell. Formelen som brukes er følgende:

$$AIC = \text{Log} \left(\frac{RSS}{N} \right) + \frac{2(K + 1)}{N}$$

Dataen vi får ut av denne formelen blir rangert etter størrelse, hvor størrelsen indikerer at jo mindre AIC-verdien er desto bedre forklarende er modellen. Ettersom AIC skiller seg ut fra vanlig hypotesetesting ved å ikke tar hensyn til alfa-verdien eller signifikans har jeg bestemt meg for å benytte begge modellene. AIC fokuserer i større grad på hvor forklarende en modell er og usikkerheten rundt den er. Forskjellen på AIC test og hypotesetesting er at AIC ikke reagerer på hvilken rekkefølge modellene er satt opp. Det er mest vanlig å kun se på p-verdien og ut ifra den konkludere med hvorvidt parameterne er signifikante eller hvorvidt de ikke er det. Jo lavere AIC er, desto bedre spesifisert er den og mindre usikkerhet finnes rundt den relaterte modellen, se Peracchi (2000)¹.

4.4 Hypotese test

Det er tilnærmet umulig å undersøke om en teori er sann ved å gjennomføre en hypotesetest, men det en kan gjør er å forkaste hypoteser gitt en spesifisert signifikansnivå (ofte satt til 5%). Ved å forkaste en teori tilsies det at det er svært usannsynlig at resultatet fra utvalget ville blitt observert dersom den hypotetiske teorien er korrekt.

Første steg for å gjennomføre en hypotesetest er å legge frem hypotesen som skal testes. Dette bør gjøres før en gjennomfører regresjonsanalysen for å ikke bli påvirket av resultatene som kommer frem. En hypotesetest består av en null-hypotesetest og en alternativ hypotesetest, hvor null-hypotesetesten er det resultatet du ikke regner med å få,

¹ “A problem with the minimum AIC procedure is the fact that it tends to favor the unconstrained model more than it should.” Peracchi, F. (2000). Econometrics. New York, N.Y., J. Wiley.

for eksempel forventer man et positiv resultat vil null-hypotesen være lik eller mindre enn 0. Alternativ hypotesen blir derfor det resultatet en forventer å få.

$$H_0: \beta \leq 0$$

$$H_A: \beta > 0$$

Denne type hypotesetest kalles for en ensidig test. Senere i oppgaven vil jeg gjennomføre en ensidig test for å forsikre meg om at SMB og HML verdier fra det amerikanske og norske markedet er ulik 0. For å gjøre dette vil jeg bruke test statistikken nedenfor hvor $E[x]$ vil være forventede verdien til SMB og HML ved de forskjellige markedene, s vil være standardavviket til de respektive $E[x]$, mens \sqrt{n} vil være antall frihetsgrader subtrahert med 1:

$$t = \frac{E[x] - 0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

Det vil også brukes en såkalt tosidig test i denne oppgaven som betyr at den alternative hypotesen har verdier som kan være på begge sider av null-hypotesen. Dette kan være svært nyttig dersom man vet at beta-verdien ikke skal være lik en bestemt verdi, mens det samtidig er usikkert om den er mindre eller større enn null-hypotesen. Den vil bli uttrykt slik:

$$H_0: \beta = \beta_0$$

$$H_A: \beta \neq \beta_0$$

Hypotesetesting gjennomføres for å se om den avhengige variabelen har noe signifikant effekt på den uavhengige variabelen. Dersom man kan forkaste nullhypotesen kan vi hevde at det vi undersøkte er sant, men dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen betyr ikke det automatisk at den er sann, men at undersøkelsen er udefinerbar. En setter inn verdiene en kommer frem til i formelen nedenfor og regner da ut t-verdien til funksjonen. Deretter må en finne den kritiske t-verdien som kan identifiseres gjennom t-tabell og inkludere frihetsgrader og signifikansnivå.

$$T = \frac{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2}{\sqrt{\left(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}\right)}}$$

\bar{Y}_1 er beta-verdien til den avhengige variabelen, mens \bar{Y}_2 er beta verdien til den uavhengige variabelen. s_1^2 og s_2^2 er variansen til henholdsvis avhengig og uavhengig beta verdi. N_1 og N_2

er antall frihetsgrader og ettersom de forskjellige beta verdiene blir kalkulert i samme regresjonsanalyse vil de være lik hverandre.

Dersom $T \geq |t|$ kan en forkaste nullhypotesen.

En annen måte er å se om p-verdien er over eller under signifikansnivået. Signifikansnivået er i dette studiet definert som $\alpha = 0,05$ som er normalt for denne type testing. Vi kan da se på om p-verdien er høyere enn 0,05. Dersom dette stemmer kan vi konkludere med at parameteren ikke er signifikant til modellen. Studenmund (2006)

Det finnes følgende to typer vurderingsfeil som kan inntreffe når en gjennomfører hypotesetesting:

Type 1: Det er når en forkaster en nullhypotese som viser seg å være sann.

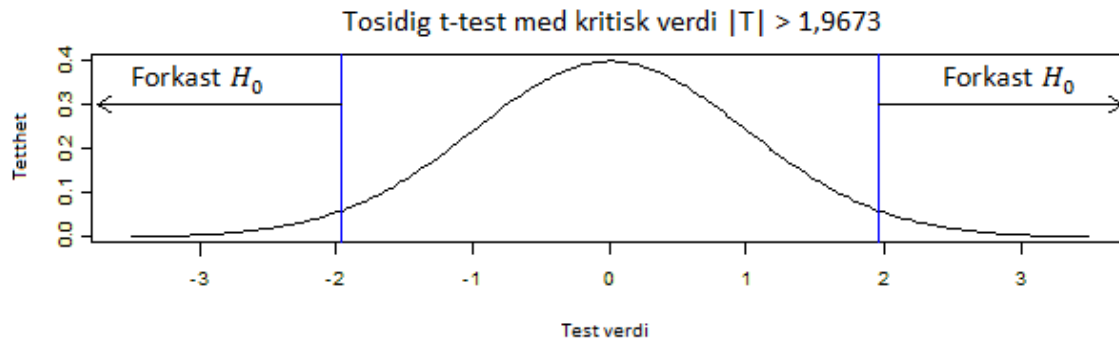
Type 2: Det er når en ikke forkaster en nullhypotese som er usann.

Ved å tilpasse formelen ovenfor til vår modell vil den bli uttrykt slik²:

$$T = \frac{\beta_0^{UP} - \beta_0^{DN}}{\sqrt{\left(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}\right)}}$$

Den estimerte T-verdien vil sammenlignes med en allerede definert kritisk verdi. Denne finner man ved å se i t-tabellen og frihetsgradene her vil være tilnærmet uendelig, med et signifikans nivå på 5% blir den kritiske verdien 1,9673. Grafen under illustrerer hypotesetesten:

² <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda353.htm> &
<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda3672.htm>



Figur 4.4.1 T-test. Her ser vi at dersom absoluttverdien til t er høyere enn 1,9673 vil det være rom for å forkaste H_0 og konkludere med at de to variablene som testes mot hverandre er ulike.

4.5 Robustness test

Robustness er henført til det finansielle markedet som fortsetter å levere resultater selv om markedet gjennomgår forandringer. En kan argumentere for at dersom systemet forblir effektivt og nøyaktig selv om faktorer forandrer seg vil det være robust. Måten denne testen utføres i oppgaven er at det sjekkes om funksjonen fremdeles er robust ved å dele perioden opp i to deler. Det vil si at i tillegg til å kjøre regresjonsanalyser for hele perioden 1927-2010, vil det også gjøres regresjonsanalyser for perioden 1927-1968 og 1969-2010 for å analysere om det gir forskjellig resultat.

5 Empiriske resultater

Denne del av oppgaven vil gjennomgå resultatene av regresjonsanalysen. Resultatene er delt opp i to hoveddeler, først vil de empiriske resultatene frembrakt fra det amerikanske markedet evalueres og deretter vil resultatene fra det norske markedet analyseres.

De empiriske resultatene som presenteres i dette kapittelet er fremskaffet ved å gjennomføre regresjonsanalyser fra de 4 modellene som er spesifisert i kapittel 4.1. Etter presentasjonen av resultatene fra de respektive modellene skal den best beskrivende modellen identifiseres. Som følge av den langvarige tidsperioden vil det gjennomføres en "Robustness" test på hver av modellene for å evaluere om de preliminære resultatene er misvisende. Etter å ha identifisert den modellen som gir best forklarende resultater vil aksjeporteføljene undersøkes ytterligere ved å studere de forskjellige tidsintervallene i de respektive modeller.

5.1 Det amerikanske aksjemarkedet

Analysen av det amerikanske aksjemarkedet baserer seg på datagrunnlag som Kenneth French har publisert relatert til avkastningen til Små og Verdi selskap i perioden fra 1927 og frem til 2010. I tillegg er det benyttet markedsindeksen fra New York Stock Exchange (NYSE), American Stock Exchange (AMEX) og National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) for samme periode³. Det følgende delkapittel vil identifisere den beste modellen for små aksjeporteføljer ved et månedlig intervall og deretter gjøre det samme for verdi aksjeporteføljer.

³ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

5.1.1 Små aksjeporteføljer

Resultatene nedenfor gjelder for små porteføljer ved et månedlig tidsintervall.

1927-2011						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	1,3709 (0,0000)		0,2349 (0,0000)		0,70261	-2,5920
B	1,1891 (0,0000)	1,5094 (0,0000)	-0,0245 0,6432	0,4838 (0,0000)	0,72070	-2,6201
C	1,4603 (0,0000)		-0,0735 (0,1551)	0,5058 (0,0000)	0,71681	-2,6137
D	1,1372 (0,0000)	1,5711 (0,0000)	0,2500 (0,0000)		0,71038	-2,6039
1927-1968						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	1,5135 (0,0000)		0,2392 (0,0000)		0,71967	-2,4371
B	1,2355 (0,0000)	1,7156 (0,0000)	-0,0525 (0,4960)	0,4960 (0,0000)	0,74526	-2,4804
C	1,4968 (0,0000)		-0,1296 (0,0881)	0,5464 (0,0000)	0,73725	-2,4661
D	1,1690 (0,0000)	1,7946 (0,0000)	0,2490 (0,0000)		0,73467	-2,4618
1969-2011						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	1,1240 (0,0000)		0,2170 (0,0000)		0,70088	-2,8906
B	1,2134 (0,0000)	1,0369 (0,0000)	0,0528 (0,4150)	0,3515 (0,0000)	0,70547	-2,8991
C	1,1205 (0,0000)		0,0756 (0,2348)	0,3519 (0,0000)	0,70331	-2,8968
D	1,1963 (0,0000)	1,0520 (0,0000)	0,2065 (0,0000)		0,70027	-2,8923

Tabell 5.1.1.1 Små aksjeporteføljer i USA – “Robustness” test. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av alle modellene og har brukt data samlet i perioden 1927-2010, 1927-1968 og 1969-2010. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom beta verdien er skrevet i fet skrift betyr det at den er statistisk signifikant. Den høyeste $\overline{R^2}$ verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best.

Resultatene viser at β_1 i de lineære leddene og β_1^{UP} i de ikke-lineære leddene er signifikante i alle modellene, som betyr at det eksisterer et “lead-lag” forhold mellom avkastningen til små porteføljer og markedetindeksen som en reaksjon på positive nyheter. Samtidig viser modellene med ikke-lineære ledd i perioden t-1 at β_1^{DN} ikke er signifikant i noen av periodene som tilsier at det ikke er en forsinkelse i prisjusteringen som en reaksjon på negative nyheter, men at endringen skjer umiddelbart.

At modellene gir $\overline{R^2}$ og AIC verdier som er marginalt forskjellige i forhold til hverandre, er som forventet ettersom modellene er relativt like. Hvis man fokuserer på den justerte forklaringskraften forteller den at modell A gir resultater som er svakest for alle tidsperioder, som indikerer at en lineær modell ikke kan forklare avkastningen til små aksjeporteføljer like godt som en ikke-lineær modell. Det er verdt å merke seg at differansen mellom disse to type modeller har blitt mindre i nyere tid og at det er de andre modellene som har hatt størst reduisering av deres forklaringskraft.

Når vi tar for oss de ikke-lineære modellene, er forskjellene enda mindre og den justerte forklaringskraften er konsekvent høyest i alle perioder for modell B og nest høyest for modell C. Det som skiller disse to modellene er at modell B har ikke-lineære ledd som tar for seg minimum- og maksimumledd relatert til markedsindeksen i gjeldende periode, mens modell C bruker et lineært ledd til å ta for seg den markedsindeksen i samme periode. Dette tyder på at modellen blir mer nøyaktig når en tar for seg svingninger i markedsforsventningene, også i nåtid. Videre viser forskjellen i resultatene mellom modell C og D at modell C har høyest forklaringskraft og best AIC verdi. Dette forteller oss at det er viktigere å vektlegge ytterpunktene i den forventede markedsavkastningen for forrige periode enn i inneværende periode. Det viser også at det blir mer forklarende å inkludere ekstremene i gjeldende periode som er tilfellet for modell B.

På grunn av at resultatene er såpass like vil det derfor være viktig å bruke flere metoder for å identifisere den best forklarende modellen. Den justerte forklaringskraften og AIC verdi kan benyttes til å foreta denne vurderingen. Begge metodene konkluderer at modell B er den best forklarende modellen. At det ikke er større forskjeller mellom modellene vil som regel bety at det i utgangspunktet er ikke er et solid grunnlag for en konklusjon, men i dette

tilfellet er det en klar trend at begge forklaringsmetodene foretrekker modell B og det konkluderes derfor med at denne modellen vil være den best beskrivende modellen for videre analyse.

Vi ser at β_0 verdiene forandrer seg når periodene blir delt opp. I den første tidsperioden ser vi at $\beta_0^{DN} < \beta_0^{UP}$. Dette kan brukes som utgangspunkt for å danne et inntrykk av eksponeringen som er forbundet med porteføljen og jo mindre β_0^{DN} er, desto lavere er risikoen. I løpet av den andre tidsperioden ser vi at β_0 verdiene er lavere for begge indikatorene, men at β_0^{UP} har hatt en vesentlig reduksjon i denne overgangen og at dette har resultert i et endret forhold mellom β_0 verdiene til $\beta_0^{DN} > \beta_0^{UP}$.

Den høye β_0^{UP} verdien i første periode kan skyldes at det i starten av 1930-tallet var en spesiell økonomisk tidsperiode, kalt "den store depresjonen". For å undersøke denne påstanden har jeg valgt å gjennomføre enda en "Robustness" test, men denne gangen for perioden 1930-1940 og 1940-1968. Dataene er presentert i Appendix D og presenterer interessante resultater som viser at det er perioden 1930-1940 som er hovedårsaken til den betydelige endringen mellom 1927-1968 og 1969-2010. Vi ser at β_0^{UP} i perioden 1930-1940 har veldig høy verdi og det er betydelig forskjell mellom β_0^{DN} og β_0^{UP} . I perioden 1941-1968 er β_0^{UP} blitt redusert betraktelig, men ender fremdeles opp med en litt høyere verdi enn β_0^{DN} . Den justerte forklaringskraften er høyere i første periode, mens AIC verdien er lavest for den andre perioden. Dette forteller oss at under første periode var den umiddelbare reaksjonen i markedsavkastningen større i oppgangstider enn i nedgangstider, mens i andre periode har reaksjonen i oppgangstider blitt merkbart redusert til å være mindre enn reaksjonen i nedgangstider. Resultatene tyder på at eksponeringen i nedgangstider er redusert i nyere tid, men også at det i oppgangstider er raskere respons i markedet enn i nedgangstider.

Tilbake til den originale "Robustness" testen med periodene (1927-1968, 1969-2010) fremgår det at det eneste som ikke har forandret seg som et resultat av oppdelingen, er at β_1^{DN} ikke er signifikant ved noen av periodene. Dette tilsier at små aksjeporteføljer ikke reagerer med en forsinkelse på negative nyheter, men at endringen skjer umiddelbart, noe som tyder på at små aksjeporteføljer er ekstremt sensitive overfor negative nyheter. Det kan

også bemerkes at alle de signifikante β_1^{UP} verdiene har blitt litt redusert, men at parameteren er signifikant for alle periodene. Basert på dette kan det konkluderes med at små aksjeporteføljer har en pris som justeres med en forsinkelse som en reaksjon på positive nyheter. At β_1^{UP} har blitt redusert fra første periode til andre periode kan karakteriseres som naturlig ettersom forutsetningene for aksjehandel har forandret seg i nyere tid og i stor grad er forenklet med tanke på tilgang til nyheter, som innebærer at graden av forsinkelse er redusert.

Det har også blitt gjennomført regresjonsanalyser for små aksjeporteføljer ved kvartalsvise, halvårslige og årlige tidsintervaller. Grunnen til dette er for å se om det eksisterer et "lead-lag" forhold som varer lenger enn en måned. På grunn av at små aksjeporteføljer foretrakk modell B har jeg valgt å bruke denne modellen videre og nedenunder er det laget en oversikt over beta-verdiene samt \bar{R}^2 - og AIC verdiene for alle tidsintervallene.

Små aksjeporteføljer						
Tidsintervall	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	\bar{R}^2	AIC
Månedlig	1,1891 (0,0000)	1,5094 (0,0000)	-0,0245 0,6432	0,4838 (0,0000)	0,72070	-2,6201
Kvartalsvis	0,8790 (0,0000)	2,2900 (0,0000)	0,2570 (0,0142)	-0,1024 (0,1473)	0,80850	-1,9699
Halvårlig	0,8120 (0,0000)	2,0958 (0,0000)	0,0612 (0,7630)	0,2602 (0,0576)	0,70414	-1,5445
Årlig	1,1069 (0,0003)	1,7415 (0,0000)	-0,2112 (0,4662)	0,0054 (0,9757)	0,70157	-1,3548

Tabell 5.1.1.2 Små aksjeporteføljer i USA med alle tidsintervall. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av modell B og har brukt data samlet i perioden 1927-2010 ved månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parantes under. Dersom beta verdien er skrevet i fet skrift betyr det at den er statistisk signifikant.

Da datagrunnlaget for månedlige intervaller allerede er evaluert, fokuseres det innledningsvis på resultatene ved kvartalsvise intervaller. Det vil ikke være interessant å se på forskjellen på den justerte forklaringskraften og AIC verdien mellom månedlige og kvartalsvise resultater. Vi kan ikke bruke disse metodene på grunn av forskjellige intervall, eksempelvis vil den justerte forklaringskraften som oftest bli høyere når det er færre data å fokusere på og i dette tilfellet stemmer det da kvartalsvise intervall har høyere \bar{R}^2 . Ved

kvartalsvise data har det skjedd et skift i “lead-lag” forholdet. Små aksjeporteføljer reagerer nå med en forsinkelse på prisjusteringen på dårlige nyheter samtidig som forsinkelsen som var på positive nyheter har forsvunnet. Vi ser også at graden av forsinkelse ved dårlige nyheter er tilnærmet halvparten av det den var ved positive nyheter.

Risikoen til små aksjeporteføljer er blitt mye mindre ved kvartalsvise data enn hva det var med månedlig tidsintervall. Overgangen viser at β_1^{UP} har blitt kraftig redusert for begge porteføljetypene, mens det for β_1^{DN} fremkommer en kraftig økning. Resultatene viser at β_0^{DN} verdien har blitt redusert ved overgangen fra månedlige til kvartalsvise data. Samtidig har β_0^{UP} for verdi porteføljer hatt en vesentlig økning. Halvårlig og årlig tidsintervall gir ingen signifikante verdier og er derfor ikke interessante å analysere ytterligere.

For å forsikre oss om at β_0^{DN} vs. β_0^{UP} og β_1^{DN} vs. β_1^{UP} ikke er like har jeg kjørt hypotesetesten som er spesifisert i del 4.1 og som ser ut som følgende:

$$H_0: \beta_0^{UP} = \beta_0^{DN}$$

$$H_A: \beta_0^{UP} \neq \beta_0^{DN}$$

Og

$$H_0: \beta_1^{UP} = \beta_1^{DN}$$

$$H_A: \beta_1^{UP} \neq \beta_1^{DN}$$

Jeg tester her om β_0^{UP} er lik β_0^{DN} og det samme gjelder for β_1 verdiene. For å finne ut om vi kan forkaste nullhypotesen eller ikke, må vi se på t-verdien som vi finner ved å sette inn i følgende formel:

$$T = \frac{\beta_0^{UP} - \beta_0^{DN}}{\sqrt{\left(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}\right)}}$$

For β_0^{UP} og β_1^{UP} forkast H_0 hvis $|T| > 1,9673$.

I tabellen nedenfor er de verdiene jeg kan forkaste nullhypotesen til uthevet med fet skrift.

Små aksjeporteføljer						
	β_0^{DN} vs. β_0^{UP}		β_1^{DN} vs. β_1^{UP}		β_0^{DN} vs. β_0^{UP}	β_1^{DN} vs. β_1^{UP}
Tidsintervall	1927-1968	1969-2010	1927-1968	1969-2010	1927-2010	1927-2010
Månedlig	105,1146	-43,7111	119,9839	74,6867	142,9919	227,0907
Kvartalsvis	111,6541	32,6418	-35,5548	6,2810	196,8396	-52,2728
Halvårlig	43,9617	1,9535	1,5356	9,9352	64,2472	10,5057
Årlig	7,2365	3,2570	7,2365	6,1062	16,6373	5,8136

Tabell 5.1.1.3 Små aksjeporteføljer i USA – Hypotesetest. De verdiene som står i fet skrift er de tilfellene hvor vi kan forkaste H_0 .

Ettersom dataene ovenfor gjelder for månedlige data vil det være det samme tidsintervallet her som er interessant å se på foreløpig. Basert på t-testen kan vi forkaste H_0 relatert til beta verdiene, noe som betyr at parameterne og resultatene fra regresjonsanalysen for små porteføljer på det amerikanske marked kan brukes til å trekke konklusjoner. At vi ikke kan forkaste to nullhypoteser på halvårlig tidsintervall betyr at denne perioden ikke er særlig representativt og nøyaktig. Her ser vi at en nullhypotese fra hver oppdelt periode ikke kan forkastes. Når det til slutt blir presentert hypotesetesting fra hele perioden er det ingen av tidsintervallene som ikke får høyere enn den kritiske verdien og vi kan derfor forkaste alle nullhypotesene.

5.1.2 Verdi aksjeporteføljer

Dette kapittelet tar utgangspunkt i samme fremgangsmåte som i forrige kapittelet, men med endret fokus til verdi selskap. I tabellen nedenfor er det en oversikt over resultatene fra de 4 forskjellige regresjonsanalysene relatert til verdi selskaper ved et månedlig tidsintervall.

1927-2011						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	1,2934 (0,0000)		0,0499 (0,0198)		0,78858	-2,8650
B	1,1464 (0,0000)	1,4137 (0,0000)	-0,0291 (0,4575)	0,1368 (0,0001)	0,79497	-2,8792
C	1,2893 (0,0000)		-0,0700 (0,0685)	0,1553 (0,0000)	0,79129	-2,8711
D	1,1294 (0,0000)	1,4339 (0,0000)	0,0605 (0,0044)		0,79367	-2,8760
1927-1968						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	1,4938 (0,0000)		0,0349 (0,2383)		0,83858	-2,7789
B	1,2923 (0,0000)	1,6497 (0,0000)	-0,0626 (0,2376)	0,1264 (0,0066)	0,84798	-2,8067
C	1,4868 (0,0000)		-0,1200 (0,0220)	0,1640 (0,0004)	0,84231	-2,7899
D	1,2694 (0,0000)	1,6769 (0,0000)	0,0414 (0,1527)		0,84662	-2,8020
1969-2011						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	0,9494 (0,0000)		0,0629 (0,0000)		0,75046	-3,1687
B	0,9835 (0,0000)	0,9170 (0,0000)	0,0439 (0,3545)	0,0720 (0,1134)	0,74985	-3,1694
C	0,9480 (0,0000)		0,0530 (0,2545)	0,0720 (0,1134)	0,74910	-3,1685
D	0,9802 (0,0000)	0,9191 (0,0000)	0,0583 (0,0220)		0,74937	-3,1690

Tabell 5.1.2.1 Verdi aksjeporteføljer i USA – “Robustness” test. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av alle modellene og har brukt data samlet i perioden 1927-2010, 1927-1968 og 1969-2010 ved månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom beta verdien er skrevet i fet skrift betyr det at den er statistisk signifikant. Den høyeste $\overline{R^2}$ verdien blir også uthøvet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best.

Det første man kan konkludere med ut ifra resultatene fremstilt i tabellen er at det eksisterer et “lead-lag” forhold i de fleste modellene. Resultatene er på samme måte som for små porteføljer også for verdi selskapet tilnærmet like mellom de forskjellige modellene. I motsetning til resultatene for små porteføljer er det imidlertid en trend hvor modell B er foretrukket i alle periodene for begge forklaringsmåtene med unntak av \bar{R}^2 i siste periode hvor modell A gir en marginalt høyere forklaringskraft. Ved å ta utgangspunkt i modell A kan det kun konkluderes med at det eksisterer et “lead-lag” forhold og at forholdet er likt ved både dårlige og gode nyheter. Derfor er det valgt å fokuseres på modell B videre i analysen av verdi selskaper. Dette understøttes også av at den justerte forklaringskraften i 2 av 3 tilfeller foretrekkes fremfor modell A. Ved å fokusere på AIC verdiene fremgår modell B som den foretrukne modell i alle tilfellene.

I modell B ser vi at β_0^{DN} er mindre enn β_0^{UP} i første periode, mens i andre periode er β_0^{DN} blitt større enn β_0^{UP} . Dette betyr at det er høyere assosiert risiko rundt investeringer i verdi aksjer i andre periode som tyder på at det er blitt et mer uforutsigbart marked. Dette kan understøttes ved den betydelige reduksjonen i forklaringskraften fra første til andre periode for alle modellene. I likhet med analysen for små porteføljer er det valgt å gjennomføre en “Robustness” test for perioden 1930-1940 og 1940-1968 for verdi porteføljer også. Dataene er presentert i Appendix D og resultatene viser at det også her er perioden 1930-1940 som er hovedårsaken til den betydelige endringen mellom 1927-1968 og 1969-2010. Det fremgår at β_0^{UP} i perioden 1930-1940 har nesten like høy verdi som små selskaper og det er stor forskjell mellom β_0^{DN} og β_0^{UP} . I perioden 1941-1968 er β_0^{UP} redusert vesentlig, men har fremdeles høyere verdi enn β_0^{DN} . Den justerte forklaringskraften er høyere i første periode, mens AIC verdien er lavest for den andre perioden, noe som var likt for små selskaper med samme test.

Videre i modell B fremgår det at β_1^{UP} faktorene for verdi selskaper er vesentlig mindre enn β_1^{UP} verdiene for små selskaper. Dette betyr at forsinkelsen er mindre enn hos små aksjeporteføljer. I tillegg til endringene i verdier er det også svært interessant å se utviklingen til β_1^{UP} med tanke på p-verdiene gjennom periodene og hvordan modellene vurderer disse verdiene forskjellig. Når det tas utgangspunkt i hele perioden i modell B er den signifikant og dette gjelder også for første halvdel av tidsperioden etter at den er delt

opp. I andre halvdel ser vi at p-verdien til β_1^{UP} blir høyere enn 5% noe som betyr at den ikke lenger er signifikant, mens i modell A har β_1^{UP} en p-verdi som tilsier at den er signifikant. Disse resultatene er motsigende, modell A gir resultater som betyr at det eksisterer et “lead-lag” forhold ved nyheter. Modell B uttrykker i motsetning at forsinkelsen i prisjusteringen som kan identifiseres som en reaksjon på positive nyheter i den første tidsperioden ikke er tilstede i den siste perioden.

I tillegg til data fra månedlige tidsintervall er det nedenunder i tabell 5 fremstilt beta verdiene, \bar{R}^2 - og AIC verdiene som er kalkulert ved hjelp av regresjonsanalyser for kvartalsvis, halvårlige og årlige tidsintervall. Grunnen til dette er for å se om det eksisterer et “lead-lag” forhold som varer lenger enn en måned. Ettersom verdi aksjeporteføljer foretrakk modell B har jeg brukt den modellen.

Verdi aksjeporteføljer						
Tidsintervall	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	\bar{R}^2	AIC
Månedlig	1,1464 (0,0000)	1,4137 (0,0000)	-0,0291 0,4575	0,1368 (0,0000)	0,79497	-2,8792
Kvartalsvis	0,8579 (0,0000)	1,8175 (0,0000)	0,3089 (0,0001)	-0,1690 (0,0008)	0,84775	-2,2656
Halvårlig	0,8731 (0,0000)	1,6266 (0,0000)	0,1236 (0,3923)	0,1687 (0,0835)	0,75412	-1,8402
Årlig	1,0936 (0,0000)	1,3293 (0,0000)	0,0994 (0,6169)	-0,1216 (0,3139)	0,77219	-1,6823

Tabell 5.1.2.2 Verdi aksjeporteføljer i USA med alle tidsintervall. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av modell B og har brukt data samlet i perioden 1927-2010 ved månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom beta verdien er skrevet i fet skrift betyr det at den er statistisk signifikant.

I likhet med tabellen for små aksjeporteføljer vil det også her fokuseres på resultatene ved kvartalsvis intervaller. Som nevnt tidligere er det ikke interessant å se på forskjellen på den justerte forklaringskraften og AIC verdien mellom de forskjellige tidsintervallene. Ved kvartalsvis data har det skjedd et skift i “lead-lag” forholdet. Verdi aksjeporteføljer har fått en signifikant β_1^{DN} verdi som viser at det eksisterer en forsinkelse som en reaksjon til dårlige nyheter. Vi ser at graden av forsinkelse til dårlige nyheter er over dobbelt så stor som den var for månedlige intervaller ved gode nyheter. β_1^{UP} er fremdeles signifikant, men ettersom

verdien er negativ kan det konkluderes med at forsinkelsen som reaksjon på gode nyheter har en negativ innvirkning på avkastningen i gjeldende periode.

Risikoen til verdi aksjeporteføljer er blitt mye mindre ved kvartalsvise data enn hva det var med månedlig tidsintervall. Overgangen viser at β_1^{UP} har blitt vesentlig redusert for begge porteføljetypene, mens det for β_1^{DN} fremkommer en betydelig økning. Halvårlig og årlig tidsintervall gir ingen signifikante verdier og er derfor ikke interessante å analysere ytterligere. Og i likhet med små aksjeporteføljer har noen av beta verdiene ved halvårlige data ikke fått forkastet nullhypotesen sin og det ville derfor vært usikkert om de kunne vært benyttet videre til tross for eventuelt å være signifikant.

I likhet med β_0 verdiene til små porteføljer har også de for verdi porteføljer forandret seg. Fra første periode hvor forholdet er $\beta_0^{DN} < \beta_0^{UP}$ til å bli $\beta_0^{DN} > \beta_0^{UP}$ i andre periode. Det blir også gjennomført en hypotesetest for å forsikre oss om at β_0^{DN} vs. β_0^{UP} og β_1^{DN} vs. β_1^{UP} ikke er like.

$$H_0: \beta_0^{UP} = \beta_0^{DN}$$

$$H_A: \beta_0^{UP} \neq \beta_0^{DN}$$

Og

$$H_0: \beta_1^{UP} = \beta_1^{DN}$$

$$H_A: \beta_1^{UP} \neq \beta_1^{DN}$$

For β_0^{UP} og β_1^{UP} forkast H_0 hvis $|T| > 1,9673$.

Verdi aksjeporteføljer						
Tidsintervall	β_0^{DN} vs. β_0^{UP}		β_1^{DN} vs. β_1^{UP}		β_0^{DN} vs. β_0^{UP}	β_1^{DN} vs. β_1^{UP}
	1927-1968	1969-2010	1927-1968	1969-2010	1927-2010	1927-2010
Månedlig	113,9509	-22,4923	60,2053	9,5961	160,8305	99,9403
Kvartalsvis	119,4871	11,2608	-53,4417	-27,9076	188,1547	-93,0575
Halvårlig	46,6160	-4,7042	0,0196	0,8019	56,0521	3,3404
Årlig	9,8346	-9,0684	-3,9796	4,7087	9,0100	-8,6481

Tabell 5.1.2.3 Verdi aksjeporteføljer i USA – Hypotesetest. De verdiene som står i fet skrift er de tilfellene hvor vi kan forkaste H_0 .

Vi ser at vi kan forkaste nullhypotesen i siste periode for β_0 verdiene her også. Dette betyr at de estimerte parameterne kan brukes til å trekke konklusjoner. Vi ser at ved halvårlig tidsintervall kan vi ikke forkaste noen av nullhypotesene som angår β_1 verdiene, og i likhet med små selskaper kan derfor ikke datagrunnlaget basert på halvårlig intervall brukes videre i analysen.

5.1.3 Hendelser i aksjemarkedet

Det som har gjentatt seg for både små og verdi selskaper er at resultatene i siste periode har hatt store forandringer som eksempelvis reduksjon i beta verdiene, større risiko og mindre forklaringskraft. En av årsakene til dette kan være at aksjemarkedet har forandret seg de siste 40 årene. Det har kommet flere nye aktører inn på markedet og bidratt til at markedet er mer uforutsigbart.

Før 1960-tallet så var det hovedsakelig bare enkeltinvestorer som var aktive i aksjemarkedet. I et typisk selskap var det også tidligere en klar tendens til at det var eierne som hadde aksjemajoriteten, mens småinvestorer kun handlet mindre aksjeposter. Dette har forandret seg og etter 1960-tallet har andre grupper dominert. På 1960-tallet var det aksjefond som overtok mesteparten av handelen som ble gjennomført. Aksjefondene dominerte markedet over en lang periode, men på 80-tallet skjedde det et skifte med bakgrunn i pensjonsfondenes inntreden på børsen. I 1972 ble NYSE introdusert for "*Securities Industry Automation Corporation*" (SIAC) som introduserte et elektronisk handelssystem på børsen. Dette gjorde det mulig å få fullført flere handler per dag enn tidligere. Etter "*Black Monday*" 19. oktober 1987 ble det innført en sikring kalt "circuit breaker" som fra den dag av har passet på at markedet ikke har mulighet for å falle så kraftig, men at all handel istedenfor blir avsluttet for en ubestemt periode for å hindre panikksalg o.l.

Pengepolitikken har også forandret seg siden finanskrisen inntraff i 2007 og frem til 2010, sentralbanken i USA begynte med kvantitative lettelser. Kvantitative lettelser dreier seg hovedsakelig om å øke pengemengden i økonomien som da igjen skal gi forbrukerne incentiver til å låne og bruke mer penger. Dette konseptet, også kalt økonomisk doping, ble brukt som et virkemiddel for å stimulere økonomien ettersom de vanlige metodene ikke ga resultater. Normalt ville virkemidler som å senke renten for å få opp inflasjonsrenten bli tatt i bruk, men ettersom renten allerede var for lav var ikke dette lenger et effektivt alternativ.

5.2 Det norske aksjemarkedet

Dette kapittelet analyserer det norske børsmarkedet og baserer seg på de samme formlene som ved evalueringen av det amerikanske datagrunnlaget. I likhet med fremstillingen av resultatene fra analysen av det amerikanske markedet vil det innledningsvis tas utgangspunkt i små aksjeporteføljer og deretter gjøres en vurdering av resultatene til verdi aksjeporteføljer.

For å studere det norske markedet har jeg benyttet meg av datasett publisert av Bent Arne Ødegaard som inneholder avkastningen til Små og Verdi selskaper samt markedsindeksen fra den norske børsen (OSEBX) for perioden 1983-2010. Regresjonsanalysen av det norske aksjemarkedet baserer seg datagrunnlag med henblikk på månedlige intervaller⁴.

5.2.1 Små aksjeporteføljer

Denne delen av studiet vil gjennomgå resultatene fra regresjonsanalysen av små porteføljer i det norske aksjemarkedet og evaluere disse.

1981-2011						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	\bar{R}^2	AIC
A	0,5426 (0,0000)		0,2193 (0,0001)		0,24710	-2,2728
B	0,4631 (0,0000)	0,6041 (0,0000)	0,3398 (0,0029)	0,1334 (0,1689)	0,24691	-2,2751
C	0,5379 (0,0000)		0,3371 (0,0030)	0,1256 (0,1950)	0,24482	-2,2792
D	0,4648 (0,0000)	0,5957 (0,0000)	0,2259 (0,0000)		0,24299	-2,2719

Tabell 5.2.1.1 Små aksjeporteføljer i Norge. Tabellen viser resultater kalkulert ut ifra månedlig tidsintervall i perioden 1981-2011. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom beta verdien er skrevet i fet skrift betyr det at den er statistisk signifikant. Den høyeste \bar{R}^2 verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best.

Forklaringskraften er høyest for modell A, men samtidig er AIC verdien lavest for modell C. Ettersom modell C har en ekstra parameter i forhold til modell A og hvor den har både en signifikant og en ikke signifikant β_1 verdi, mens hos modell A er det bare registrert en

⁴ http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html

signifikant β_1 verdi. I dette tilfellet vil jeg derfor velge å fokusere videre på modell C som kan bidra til å gi et mer detaljert bilde av resultatene. Resultatene fra denne modellen forteller oss at små aksjer reagerer med en forsinkelse på dårlige nyheter, men samtidig umiddelbart på gode nyheter. Dette er det motsatte av hvordan “lead-lag” forholdet er på det amerikanske markedet. Det er interessant å se hvor liten $\overline{R^2}$ og beta verdiene er, noe som gjør at ingen av disse modellene er særlig forklarende ovenfor sammenhengen mellom endringen i avkastningen til små selskaper og endringen i markedsindeksen.

Jeg har gjennomført en hypotesetest og som følge av at det bare er én β_0 verdi er det bare tatt utgangspunkt i å sikre at $\beta_1^{DN} \neq \beta_1^{UP}$ basert på følgende hypotese:

$$H_0: \beta_1^{UP} = \beta_1^{DN}$$

$$H_A: \beta_1^{UP} \neq \beta_1^{DN}$$

For β_1^{UP} forkast H_0 hvis $|T| > 1,9673$.

Verdi	
Tidsintervall	β_1^{DN} vs. β_1^{UP}
Månedlig	-27,3735

Tabell 5.2.1.2 Små aksjeporteføljer i Norge – Hypotesetest. De verdiene som står i fet skrift er de tilfellene hvor vi kan forkaste H_0 .

Dette bekrefter at det er ulikheter mellom beta verdiene og at de aktuelle parameterne derfor kan brukes i videre analyse.

5.2.2 Verdi aksjeporteføljer

Dette kapittel evaluerer resultatene fra regresjonsanalysen vedrørende verdi selskap i det norske aksjemarkedet. I tabellen nedenfor er det en oversikt over resultatene fra de 4 forskjellige regresjonsanalysene relatert til verdi selskaper ved et månedlig tidsintervall.

1981-2011						
Modell	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
A	0,9748 (0,0000)		0,1603 (0,0000)		0,64001	-2,5703
B	0,9375 (0,0000)	0,9997 (0,0000)	0,2962 (0,0004)	0,0580 (0,4073)	0,64161	-2,5747
C	0,9802 (0,0000)		0,3145 (0,0004)	0,0299 (0,6931)	0,60603	-2,5012
D	0,9437 (0,0000)	0,9987 (0,0000)	0,1626 (0,0000)		0,63918	-2,5705

Tabell 5.2.2.1 Verdi aksjeporteføljer i Norge. Tabellen viser resultater kalkulert ut ifra månedlig tidsintervall i perioden 1981-2011. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parantes under. Dersom beta verdien er skrevet i fet skrift betyr det at den er statistisk signifikant. Den høyeste $\overline{R^2}$ verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best.

Vi ser at modell B gir både høyest forklaringskraft og lavest AIC verdien, noe som betyr at det er definitivt modell B som er den beste modellen til å forklare forholdet mellom verdi aksjeporteføljer og markedsindeksen. Her er også $\overline{R^2}$ mye høyere enn den var for små porteføljer, men fremdeles ikke veldig høy. Resultatene for modell B viser at det kun eksisterer en forsinkelse i prisjusteringen som en reaksjon på negative nyheter og at graden av forsinkelse er litt mindre enn ved små aksjeporteføljer. I motsetning til det amerikanske markedet reagerer norske verdiaksjer på gode nyheter umiddelbart.

For å sikre at β_0^{DN} vs. β_0^{UP} og β_1^{DN} vs. β_1^{UP} er forskjellige og ikke påvirker hverandre, vil det gjennomføres en hypotesetest lik den som ble gjort for de amerikanske dataene.

$$H_0: \beta_0^{UP} = \beta_0^{DN}$$

$$H_A: \beta_0^{UP} \neq \beta_0^{DN}$$

Og

$$H_0: \beta_1^{UP} = \beta_1^{DN}$$

$$H_A: \beta_1^{UP} \neq \beta_1^{DN}$$

For β_0^{UP} og β_1^{UP} forkast H_0 hvis $|T| > 1,9673$.

Verdi		
Tidsintervall	β_0^{DN} vs. β_0^{UP}	β_1^{DN} vs. β_1^{UP}
Månedlig	10,7897	-41,4297

Tabell 5.2.2.2 Verdi aksjeporteføljer i Norge – Hypotesetest. De verdiene som står i fet skrift er de tilfellene hvor vi kan forkaste H_0 .

Nullhypotesen kan forkastes for begge beta verdiene noe som betyr at de forskjellige parameterne ikke påvirker hverandre og at vi derfor kan bruke de aktuelle parameterne i videre analyse.

5.2.3 Hendelser i aksjemarkedet

En årsak til hvorfor det er forsinkelse på negative nyheter kan blant annet skyldes hendelser som inntraff i 1987 og i 1990. I løpet av 1980-tallet ble norske verdipapirer mer attraktive for utenlandske investorer, dette skyldtes blant annet stor oppsving i norsk økonomi samt at flere politiske tiltak stimulerte sparing i verdipapirer. I oktober 1987 (Black Monday) erfarte alle som var aktive på verdipapirmarkedet et stort fall. På New York Stock Exchange falt kursene oppsiktsvekkende mye, og dette førte til at Oslo Børs ble rammet av samme kursfall på den førstkommende tirsdagen. I dette tilfellet tok det nærmere to dager før reaksjonen for den amerikanske børsen fikk effekt for det norske markedet.

I 1988 ble det åpnet for et elektronisk handelssystem som gjorde at det kunne bli gjennomført mange flere handler i løpet av handelsdagen. Oslo børs' indeks reiste seg igjen og nådde en ny historisk topp i starten av august 1990, men på samme dag som Irak invaderte Kuwait. Invasjonen hadde en ekstrem negativ effekt på børsen som falt med totalt 46 prosent ved årsslutt. Det ble igjen introdusert et nytt handelssystem, kalt ASTS den 5.

februar 1999. Dette gjorde at ordinære kunder kunne handle aksjene sine på nettet gjennom megleren sin.⁵

Det kan med utgangspunkt i informasjonen ovenfor identifiseres klare tendenser i det norske aksjemarkedet. Det er tegn på at markedsindeksen bygger seg sakte opp, mens den på en annen side faller veldig raskt igjen. De ekstreme fallene i markedsindeksen kan være en konsekvens av at det i det norske markedet eksisterer en betydelig forsinkelse relatert til negative nyheter.

5.3 SMB og HML

I denne delen skal $E[SMB]$ og $E[HML]$ beregnes for både det amerikanske og norske marked. Small-minus-Big (SMB) og High-minus-Low (HML) var to ledd Fama og French (1993) la til kapitalverdimodellen for å ta hensyn til størrelseseffekten og verdieffekten. Datasettet er hentet fra samme hjemmeside som resten av de amerikanske og norske dataene er hentet fra og $E[SMB]$ og $E[HML]$ er blitt kalkulert ved å regne ut gjennomsnittet av verdiene fra 1927-2010 på det amerikanske markedet og 1981-2010 på det norske markedet. Deretter ble det kalkulert standard avviket til hver enkelt datasett. Til slutt gjennomførte jeg en ensidig t-test for å forsikre at verdiene er forskjellig fra 0.

	USA		Norge	
	Gjennomsnitt %	Standardavvik	Gjennomsnitt %	Standardavvik
SMB	0,2551	3,3326	0,7175	4,7353
HML	0,3937	3,5888	0,7475	5,4696

Tabell 5.2.3.1 SMB og HML. Tabellen inneholder den forventede verdien til SMB og HML og standardavviket til begge faktorene.

Dersom vi starter med å se på de forventede verdiene til SMB og HML ser vi at verdiene kalkulert med norske data er noe høyere enn de amerikanske dataene. Samtidig er standardavviket en del høyere i Norge enn i USA. For å forsikre meg om at verdiene til Norge var høyere på grunn av at tidsperioden var kortere tok jeg raskt å så på perioden 1981-2010 for de amerikanske verdiene også. Resultatet var at endringen til gjennomsnittet og standardavviket for de amerikanske verdiene var svært små, og at det norske aksjemarkedet fremdeles hadde høyere $E[SMB]$ og $E[HML]$.

⁵ <http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-oss/Boersens-historie>

Nedenfor er det gjennomført en hypotesetest med signifikansnivå på 5% for å forsikre at verdiene er ulike fra 0.

Hypotesetesen vil bli uttrykt som følgende:

$$t = \frac{E[x] - 0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

$$H_0: \beta \leq 0$$

$$H_A: \beta > 0$$

For SMB og HML forkast H_0 hvis $|T| > 1,645$.

Aksjemarked	SMB	HML
USA	2,4304	3,4827
Norge	2,8511	2,6194

Tabell 5.2.3.2 T-test SMB og HML. Denne tabellen inneholder t-verdien uttrykt ovenfor med signifikansnivå 5% til SMB og HML gitt av amerikanske data i perioden i 1927-2010 og norske data i perioden 1981-2010. Fet skrift betyr at nullhypotesen kan forkastes.

Vi ser at vi kan forkaste nullhypotesene for begge faktorene på det amerikanske og det norske markedet som betyr at alle verdiene er ulike fra null ved et signifikansnivå på 0%. På det amerikanske markedet ser vi at SMB faktoren er lavere enn HML, mens på det norske markedet er SMB litt høyere enn HML. Den norske SMB er høyere enn den amerikanske, mens den amerikanske HML er høyere enn den norske.

6 Konklusjon

Oppgaven startet med en gjennomgang av tidligere forskning vedrørende “lead-lag” forholdet og hvilke resultater og konklusjoner som har blitt tatt. Jeg replikerte disse studiene ved å se på små og verdi selskaper og om det eksisterte et “lead-lag” forhold mellom endringer i avkastningen til disse selskapene og endringer i markedsindeksen. Deretter endret jeg faktorer og tidsintervall for å se hvilken effekt dette hadde på resultatet.

Utgangspunktet mitt har vært avkastningen til små og verdi porteføljer samlet inn ved månedlig tidsintervall for hele perioden 1927-2010. Denne tidsperioden er ikke helt sammenfallende med periodene som er benyttet ved tidligere forskning. Eksempelvis valgte forskere som blant annet Lo og MacKinlay (1990) å kun se på perioden 1962 – 1987, McQueen, Pinagar og Thorley (1996) fokuserte på perioden 1963-1994 og Hameed og Kusnadi (2003) begrenset seg til perioden 1979-1998. De valgte også å bruke en blanding av ukentlig og månedlig tidsintervall.

Jeg vil først oppsummere resultatene relatert til det amerikanske markedet. Når vi tar hele perioden fra 1927 og frem til 2010 får jeg samstemte resultater med Lo og MacKinlay (1990), men dersom en gjennomfører en “Robustness” test og deler perioden opp i to tidsperioder, 1927 – 1968 og 1969 – 2010 vil resultatene forandre seg. β_0 forholdet til små porteføljer er i første periode lik det Lo og MacKinlay (1990) har kommet frem til. For perioden 1969 – 2010 reduseres imidlertid β_0^{UP} så vesentlig at β_0^{DN} blir den høyeste β_0 verdien. Dette resultatet avviker fra forskningsresultatene til Lo og MacKinlay (1990). Det kan være flere årsaker til hvorfor β_0^{UP} erfarte en så stor reduksjon, men en sannsynlig forklaring kan være endringer i den amerikanske økonomien samt endringer av type aktører (pensjonsfond, aksjefond etc.) som opptrer i aksjemarkedet. For å undersøke dette videre ble det gjennomført enda en “robustness” test fra den første perioden med en ytterligere oppdeling av denne perioden. Første del er fra 1930-1940 som er en spesiell tidsperiode kalt den store depresjonen, mens den andre delen er 1941-1968. Resultatene viser at det var perioden 1930-1940 som ga de unormalt store β_0^{UP} verdiene, mens i perioden 1941-1968 var resultatene blitt redusert til kun å være litt høyere enn β_0^{UP} verdiene i perioden 1969-2010. Ut ifra dette er det viktig å bemerke at reduksjonen i slutten av periode 1927-1968 ikke var like stor som en først trodde

ettersom hovedårsaken til at β_0^{UP} verdien var unormal høy skyldes den spesielle tiden rundt “Den store depresjonen”.

Dersom vi skifter fokuset tilbake på den originale “robustness” testen (1927-1968 og 1969-2010) ser vi β_1^{UP} er signifikant ved alle tidsperioder og samsvarer med tidligere forskning på området hvor empiriske resultater tilsier at det er et “lead-lag” forhold mellom endringen i avkastningen til små aksjeporteføljer og endringen i markedsindeksen som en reaksjon på gode nyheter. Når det kommer til verdi selskap er β_0 forholdet det samme som for små selskaper. I hele og første perioden er $\beta_0^{DN} < \beta_0^{UP}$, men i den andre perioden reduseres begge β_0 verdiene. β_0^{UP} verdien reduseres mest, noe som resulterer i at forholdet endrer seg til å bli $\beta_0^{DN} > \beta_0^{UP}$. Det ble gjennomført også her en “Robustness” test i likhet med små selskaper hvor perioden ble ytterligere delt opp i 1930-1940 og 1941-1968. Resultatene var ganske like som for små porteføljer hvor det under “den store depresjonen” fremgikk en unormal høy β_0^{UP} som i perioden 1941-1968 ble redusert til å være kun litt høyere enn β_0^{DN} .

Ifølge den originale “Robustness” testen (1927-1968) fremgår det at β_1^{UP} verdien er vesentlig lavere enn hos tilsvarende parameter for små selskap. For hele perioden 1927-2010 viser resultatene at det er et “lead-lag” forhold mellom verdi selskap og markedsindeksen som et resultat av gode nyheter. Dette er i samsvar med forskningen til Hou og Moskowitz (2005). Forsinkelsen til gode nyheter er der fremdeles i første periode 1927-1968, men her eksisterer det også et “lead-lag” forhold som en reaksjon på negative nyheter. Ettersom beta verdien er negativ betyr det at dårlige nyheter i forrige periode har en negativ innvirkning på avkastningen i gjeldende periode. Det er interessant å registrere at mine resultater tilsier at det ikke eksisterer et “lead-lag” forhold i perioden 1969-2010. I og med at p-verdien er 0,1134. Dette tilsier at det nesten ville vært signifikant ved 10% signifikansnivå noe som gjør grunnlaget for denne konklusjonen noe svak. Mitt resultat er i strid med forskningen til Hou og Moskowitz (2005).

I tillegg til å bruke månedlige data har jeg valgt å se om “lead-lag” forholdet også eksisterer ved kvartalsvise, halvårslige og årlige tidsintervaller. Her har det vist seg at forholdet eksisterer for små aksjeporteføljer også ved kvartalsvis tidsintervall. Det er interessant å se

at i motsetning til tidligere analyser som tilsier at det er positive nyheter som har vært den utløsende faktoren, er det nå negative nyheter som er den utløsende faktoren.

For verdiporteføljer er det et “lead-lag” forhold ved positive nyheter, men det har fått en negativ beta-verdi som betyr at gode nyheter i forrige periode har en negativ påvirkning på avkastningen i gjeldende periode. Samtidig har det oppstått et forsinkelsesforhold som en reaksjon på dårlige nyheter, hvor også beta verdien er positiv og mer enn dobbelte den signifikante β_1^{UP} verdien ved månedlig intervall. For begge porteføljene er det viktig å bemerke seg at β_0^{DN} verdiene har blitt redusert ved spranget fra månedlig til kvartalsvis tidsintervall samtidig som β_1^{UP} verdiene har økt ved samme sprang. Ved halvårlig og årlig intervall ble det ikke registrert noe form for “lead-lag” forhold.

I det norske markedet er det ingen tidligere studier å sammenligne med, men vi ser at ved små selskaper gis det en meget dårlig justert forklaringskraft og små beta verdier for alle modellene. Dette betyr at ingen av de 4 modellene gir noe særlig god indikasjon på “lead-lag” forhold. Resultatene fra testene viser likevel at det oppstår en forsinkelse relatert til negative nyheter, men ikke ved positive nyheter. For verdi selskap er både den justerte forklaringskraften og beta verdiene høyere, som gir uttrykk for at modellene gir et bedre bilde for verdi selskaper enn de gjorde for små selskaper. Også her er det forsinkelse på dårlige nyheter, mens endringene ved gode nyheter skjer umiddelbart. Disse resultatene samsvarer med teoriene til Hameed og Kusunadi som har brukt data fra det japanske markedet.

For ytterligere forskning på emnet vil jeg anbefale å utføre flere tester med ulike variabler samt bruke flere tidsintervaller. Det vil blant annet være interessant å se nærmere på hvorfor $E[SMB]$ og $E[HML]$ er høyere i det norske aksjemarkedet enn i det amerikanske aksjemarkedet.

7 Litteraturliste

Arnott, R., J. Hsu, et al. (2007). "Does noise create the size and value effects?" Manuscript, University of California, San Diego.

Badrinath, S. G., J. R. Kale, et al. (1995). "Of shepherds, sheep, and the cross-autocorrelations in equity returns." Review of financial studies **8**(2): 401-430.

Banz, R. W. (1981). "The relationship between return and market value of common stocks." Journal of Financial Economics **9**(1): 3-18.

Basu, S. (1977). "Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis." Journal of finance **32**(3): 663-682.

Brennan, M. J., N. Jegadeesh, et al. (1993). "Investment analysis and the adjustment of stock prices to common information." Review of financial studies **6**(4): 799-824.

Brooks, C. (2008). Introductory econometrics for finance. Cambridge, Cambridge University Press.

Brown, P., A. W. Kleidon, et al. (1983). "New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices." Journal of Financial Economics **12**(1): 33-56.

Chen, L. and X. Zhao (2008). Understanding the Value and Size premia: What Can We Learn from Stock Migrations?, working paper, Washington University, St. Louis.

Chordia, T. and B. Swaminathan (2000). "Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns." The Journal of Finance **55**(2): 913-935.

Fama, E. and K. French (2010). "Size, value, and momentum in international stock returns."

Fama, E. F. and K. R. French (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." Journal of Financial Economics **33**(1): 3-56.

Hameed, A. and Y. Kusnadi (2003). "Stock Return Cross-Autocorrelations and Market Conditions in Japan."

Hou, K. and T. J. Moskowitz (2005). "Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns." Review of financial studies **18**(3): 981-1020.

Keim, D. B. (1983). "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence." Journal of Financial Economics **12**(1): 13-32.

Keim, D. B. and A. Madhavan (1995). "Anatomy of the trading process: empirical evidence on the behavior of institutional traders." Journal of Financial Economics **37**(3): 371-398.

Lakonishok, J., R. W. Vishny, et al. (1993). Contrarian investment, extrapolation, and risk, National Bureau of Economic Research. **49**: 1541-1578.

Li, M. (2011). "Value vs. Growth: Who Leads the Cyclical Stock Market?" Banking and Finance Review **3**(2).

Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1988). "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test." Review of financial studies **1**(1): 41-66.

Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1990). "When are contrarian profits due to stock market overreaction?" Review of financial studies **3**(2): 175-205.

McQueen, G., M. Pinegar, et al. (1996). "Delayed reaction to good news and the cross-autocorrelation of portfolio returns." Journal of finance **51**(3): 889-919.

Peracchi, F. (2000). Econometrics. New York, N.Y., J. Wiley.

Reinganum, M. R. (1981). "Misspecification of capital asset pricing:: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values." Journal of Financial Economics **9**(1): 19-46.

Rosenberg, B., K. Reid, et al. (1998). "Persuasive evidence of market inefficiency." Streetwise: the best of the Journal of portfolio management: 48.

Schultz, P. (1983). "Transaction costs and the small firm effect: A comment." Journal of Financial Economics **12**(1): 81-88.

Schwert, G. W. (1983). "Size and stock returns, and other empirical regularities." Journal of Financial Economics **12**(1): 3-12.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1983). "Transaction costs and the small firm effect." Journal of Financial Economics **12**(1): 57-79.

Studenmund, A. H. (2006). Using econometrics: a practical guide. Boston, Mass., Pearson Education.

Vassalou, M. and Y. Xing (2004). "Default risk in equity returns." The Journal of Finance **59**(2): 831-868.

Xing, Y. (2008). "Interpreting the value effect through the Q-theory: An empirical investigation." Review of financial studies **21**(4): 1767-1795.

Zhang, L. (2005). "The value premium." The Journal of Finance **60**(1): 67-103.

Appendices

Appendix A: Resultater fra modell A for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder

Månedlig				
Aksjetype	β_0	β_1	Justert R^2	AIC
Små	1,3709 (0,0000)	0,2349 (0,0000)	0,70261	-2,5920
Verdi	1,2934 (0,0000)	0,0499 (0,0198)	0,78858	-2,8650
Kvartalsvis				
Aksjetype	β_0	β_1	Justert R^2	AIC
Små	1,7708 (0,0000)	-0,0646 (0,2388)	0,75992	-1,8691
Verdi	1,4580 (0,0000)	-0,0649 (0,0947)	0,81104	-2,1692
Halvårlig				
Aksjetype	β_0	β_1	Justert R^2	AIC
Små	1,6579 (0,0000)	0,1191 (0,1965)	0,66936	-1,4909
Verdi	1,3521 (0,0000)	0,1107 (0,0868)	0,73456	-1,8017
Årlig				
Aksjetype	β_0	β_1	Justert R^2	AIC
Små	1,5164 (0,0000)	-0,1222 (0,2656)	0,69838	-1,3392
Verdi	1,2535 (0,0000)	-0,0653 (0,3805)	0,77448	-1,6757

Appendix A: Resultater fra modell A for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av modell A og har brukt data samlet i perioden 1927-2010 ved månedlige, kvartalsvise, halvårlige og årlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom verdien er skrevet i fet skrift betyr det at de er statistisk signifikant. Den høyeste $\overline{R^2}$ verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best

Appendix B: Resultater fra modell C for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder.

Månedlig					
Aksjetype	β_1	β_1^{DN}	β_1^{UP}	Justert R^2	AIC
Små	1,4603 (0,0000)	-0,0735 (0,1551)	0,5058 (0,0000)	0,71681	-2,6137
Verdi	1,2893 (0,0000)	-0,0701 (0,0685)	0,1553 (0,0000)	0,79129	-2,8711
Kvartalsvis					
Aksjetype	β_1	β_1^{DN}	β_1^{UP}	Justert R^2	AIC
Små	1,7694 (0,0000)	-0,9725 (0,4052)	-0,0467 (0,5535)	0,75927	-1,8692
Verdi	1,4634 (0,0000)	0,0558 (0,4983)	-0,1311 (0,0187)	0,81203	-2,1728
Halvårlig					
Aksjetype	β_1	β_1^{DN}	β_1^{UP}	Justert R^2	AIC
Små	1,6404 (0,0000)	-0,2042 (0,3140)	0,3147 (0,0283)	0,67376	1,4994
Verdi	1,3439 (0,0000)	-0,0411 (0,7727)	0,2025 (0,0445)	0,73526	-1,8055
Årlig					
Aksjetype	β_1	β_1^{DN}	β_1^{UP}	Justert R^2	AIC
Små	1,5239 (0,0000)	-0,3115 (0,2748)	-0,0230 (0,8958)	0,69657	-1,3421
Verdi	1,2484 (0,0000)	0,0622 (0,7473)	-0,1321 (0,2703)	0,77311	-1,5785

Appendix B: Resultater fra modell C for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av modell C og har brukt data samlet i perioden 1927-2010 ved månedlige, kvartalsvise, halvårslige og årlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom verdien er skrevet i fet skrift betyr det at de er statistisk signifikant. Den høyeste R^2 verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best

Appendix C: Resultater fra modell D for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder.

Månedlig					
Aksjetype	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1	Justert R^2	AIC
Små	1,1372 (0,0000)	1,5711 (0,0000)	0,2500 (0,0000)	0,71038	-2,6039
Verdi	1,1294 (0,0000)	1,4339 (0,0000)	0,0605 (0,0044)	0,79367	-2,8760
Kvartalsvis					
Aksjetype	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1	Justert R^2	AIC
Små	0,9439 (0,0000)	2,2366 (0,0000)	0,0233 (0,6437)	0,80540	-1,9616
Verdi	0,9401 (0,0000)	1,7498 (0,0000)	-0,0099 (0,7862)	0,83893	-2,2399
Halvårlig					
Aksjetype	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1	Justert R^2	AIC
Små	0,8549 (0,0000)	2,1221 (0,0000)	0,1881 (0,0342)	0,70507	-1,5432
Verdi	0,8670 (0,0000)	1,6325 (0,0000)	0,1523 (0,0160)	0,75556	-1,8401
Årlig					
Aksjetype	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1	Justert R^2	AIC
Små	1,0837 (0,0004)	1,7452 (0,0000)	-0,0669 (0,5567)	0,70423	-1,3532
Verdi	1,1172 (0,0000)	1,3255 (0,0000)	-0,0479 (0,5409)	0,77318	-1,6787

Appendix C: Resultater fra modell D for små og verdi selskaper ved alle tidsperioder. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av modell D og har brukt data samlet i perioden 1927-2010 ved månedlige, kvartalsvise, halvårlige og årlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom verdien er skrevet i fet skrift betyr det at de er statistisk signifikant. Den høyeste $\overline{R^2}$ verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken modell som er best

Appendix D: Små og verdi selskaper “Robustness” test i periode 1930-1940 og 1941-1968.

Små selskaper						
Periode	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
1930-1940	1,2180 (0,0000)	1,8965 (0,0000)	-0,1398 (0,3487)	0,5776 (0,0000)	0,79210	-2,0776
1941-1968	1,2062 (0,0000)	1,3501 (0,0000)	0,1230 (0,3063)	0,3150 (0,0013)	0,64043	-2,8874
Verdi selskaper						
Periode	β_0^{DN}	β_0^{UP}	β_1^{DN}	β_1^{UP}	$\overline{R^2}$	AIC
1930-1940	1,3619 (0,0000)	1,8228 (0,0000)	-0,0633 (0,5085)	0,0998 (0,2306)	0,89267	-2,4617
1941-1968	1,1400 (0,0000)	1,3191 (0,0000)	-0,0292 (0,7449)	0,1710 (0,0000)	0,74017	-3,1410

Appendix D: Små og verdi selskaper “Robustness” test i periode 1930-1940 og 1941-1968. Tabellen tar for seg resultatene kalkulert ved hjelp av modell B og har brukt data samlet i perioden nevnt ovenfor ved månedlige tidsintervall. Beta verdien er skrevet øverst i hver rute og dens p-verdi er skrevet i parentes under. Dersom verdien er skrevet i fet skrift betyr det at de er statistisk signifikant. Den høyeste $\overline{R^2}$ verdien blir også uthevet i fet skrift og det samme gjelder for den laveste AIC verdien, sammen gir de uttrykk for hvilken periode som er best beskrivende